

69.928



Banca Central

No. 83 - enero / junio - 2022 - Año XXXI - Guatemala, C. A.

31.012

20.556

12.002

11.311

Banco de Guatemala

7a. avenida 22-01, zona 1, Guatemala, CA

Código postal: 01001

Teléfono: PBX (502) 2429 6000 / 2485 6000 / 2390 6000

Fax: (502) 2429 6086 / 2485 6041

Web: www.banguat.gob.gt

Swift: BAGUGTGC

CONSEJO EDITORIAL

Director

Johny Rubelcy Gramajo Marroquín

Consejeros

Jorge Vinicio Cáceres Dávila

Leonel Moreno Mérida

Ivar Ernesto Romero Chinchilla

Juan Carlos Castañeda Fuentes

Carlos Eduardo Castillo Maldonado

Coordinación

Ronald Vinicio Ruiz Alonzo

Producción

Leonel Enrique Dubón Quiñonez

Diagramación

Juan Carlos Adolfo Calderón Lam

Servicios secretariales

Fátima Barrientos

Edición

Juan Francisco Sagüí Argueta

Impresión

OPP

Banca Central es una publicación semestral, divulgativa del pensamiento institucional del Banco de Guatemala. Debido a que es una Revista de amplio criterio, también está abierta a ideas no necesariamente coincidentes con las del Banco.

Los colaboradores de la Revista son entera y exclusivamente responsables por sus opiniones y, por consiguiente, estas no reflejan la posición oficial del Banco, a menos que ello se haga constar expresamente.

Es libre la reproducción de los artículos, gráficas y cifras que figuren en la Revista, siempre y cuando se mencione la fuente.

Toda correspondencia deberá dirigirse a: Revista Banca Central, Banco de Guatemala, 7ª. avenida, 22-01, zona 1. Código Postal No. 01001.

ÍNDICE

Presentación 3

The macroeconomic effects of government spending in the guatemalan economy 5

Juan Carlos Arriaza

El canal del crédito en Guatemala 25

Héctor Augusto Valle Samayoa

Edwin Felipe Morales Cal

Juan Carlos Arriaza Herrera

Víctor Hugo Ramírez Hunter

Macroeconomic stability among G-24 members 55

Juan Carlos Arriaza Herrera

Carlos Eduardo Castillo Maldonado

Secciones permanentes

Junta Monetaria 91

Autoridades y funcionarios superiores del Banco de Guatemala 92

Red nacional de Bibliotecas del Banco de Guatemala 93

PRESENTACIÓN

La edición de este primer semestre de 2022 de la revista Banca Central contiene trabajos de investigadores del Banco de Guatemala, uno de los cuales –El canal del crédito en Guatemala– fue presentado en la XXII Annual Meeting of the Central Bank Researchers Network, organizado por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA) en Colombia, en noviembre de 2017.

First paper, *The macroeconomic effects of government spending in the guatemalan economy*, was written by **Juan Carlos Arriaza**, who re-examines the macroeconomic effects of government spending in the case of Guatemala by estimating a Vector Autoregressive Model with exogenous variables (VAR-X) with quarterly data spanning from 2011q1 to 2019q4. The Arriaza's study found empirical evidence that government spending has a positive impact on GDP, private consumption, and gross capital formation; however, he says, there is not statistical evidence that government spending increase neither exports nor openness to trade in the case of Guatemala. Author adds that macroeconomic effects of government spending is still an open question, and the contribution of government spending to GDP has been analyzed from previous literature by estimating different types of models such as Structural Vector Autoregressive (SVAR), Vector Autoregressive with Exogenous Variables (VAR-X), Bayesian Vector Autoregressive, Global Vector Autoregressive, panel data, and Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE). Arriaza says that while some researchers found a positive macroeconomic effect of government spending, others found either a negative or a null impact and argues that, therefore, it is still important to analyze the relationship between GDP and government spending in the case of Guatemala. The content of Arriaza's paper presents a brief literature review of the previous studies of government spending; includes the data and the model specification of the VAR-X model; shows the main results of the implementation of the model and a robustness analysis and the final remarks of the study.

El Canal del Crédito en Guatemala es de la autoría de **Héctor Augusto Valle Samayoa, Edwin Felipe Morales Cal, Juan Carlos Arriaza Herrera y Víctor Hugo Ramírez Hunter**, en la cual exponen que el Banco de Guatemala opera en la actualidad por medio de un esquema de metas explícitas de inflación y por ello tiene gran relevancia la comprensión de los mecanismos por los cuales la política monetaria actúa sobre las variables macroeconómicas, así como de la importancia relativa, de sus

distintos canales de transmisión, puesto que ello permite el diseño, implementación y seguimiento de decisiones de política. El trabajo de estos autores contribuye con una investigación sobre el canal del crédito como complemento al canal de la tasa de interés y su análisis se lleva a cabo examinando evidencia empírica a nivel macro y microeconómico. Sostienen que en el primer caso emplean un modelo de Vectores Autorregresivos estructural con el que se identifica el choque de política monetaria, aislando así la respuesta del crédito y de la tasa de interés de mercado a choques de este tipo. Agregan que para el segundo caso, con información a nivel microeconómico, examinan la posibilidad de que la respuesta de las variables de crédito y de tasa de interés sea heterogénea de acuerdo a características de los bancos y del tipo de crédito concedido, empleando para ello modelos de panel dinámicos y de vectores autorregresivos de datos de panel. Sus resultados evidencian que el canal del crédito en Guatemala es significativo y operativo, y que su efecto es heterogéneo en función del tamaño de banco y tipo de crédito.

Authors **Juan Carlos Arriaza-Herrera** and **Carlos Eduardo Castillo-Maldonado** present their paper *Macroeconomic stability among G-24 members*, where explain that monetary and fiscal stability is fundamental to evaluate a country's macroeconomic performance. Aggregate that a measure of macroeconomic stability is crucial for a central bank's monetary policy decisions, and for the central government's fiscal policy actions. Their document aims to close this gap and introduce the so-called Monetary and Fiscal Stability Indicator (MFSI), which is built using annual data for the G-24 members from 2005 to 2021. Authors found empirical evidence that this indicator has a significant and robust negative relationship with economic growth. Arriaza and Castillo aggregate that: macroeconomic stability has an important bond to economic growth. According to the economic consensus the former is a necessary, but not a sufficient, condition to obtain large and sustained economic growth. Despite its importance, there is no consensus about a simple quantitative measure to determine whether an economy is stable. Instead, there are several factors associated with an economy that has achieved a state of macroeconomic stability, such as moderate inflation, low exchange rate volatility, modest fiscal deficits, sustainable levels of public debt and current account balance, and appropriate interest rates levels. In their document, they intend to close this gap and provide a quantitative definition for macroeconomic stability.



The macroeconomic effects of government spending in the guatemalan economy¹

Juan Carlos Arriaza

Abstract

This study re-examines the macroeconomic effects of government spending in the case of Guatemala by estimating a Vector Autoregressive Model with exogenous variables (VAR-X) with quarterly data spanning from 2011q1 to 2019q4. The study found empirical evidence that government spending has a positive impact on GDP, private consumption, and gross capital formation. However, there is not statistical evidence that government spending increase neither exports nor openness to trade in the case of Guatemala.

1. Opinions expressed in this document are the exclusive responsibility of the author and do not necessarily represent the opinion of the Banco de Guatemala or its authorities. April 21, 2022



1

Introduction

The macroeconomic effects of government spending is still an open question, which deserves more research. In this study, it is re-examined the impact of government spending on the main macroeconomic variables such that GDP, private consumption, exports, openness to trade, and gross capital formation with a set of control variables with an estimation of a VAR-X model, in the case of Guatemala.

The contribution of government spending to GDP has been analyzed from previous literature by estimating different types of models such as Structural Vector Autoregressive (SVAR), Vector Autoregressive with Exogenous Variables (VAR-X), Bayesian Vector Autoregressive, Global Vector Autoregressive, panel data, and Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE). While some researchers found a positive macroeconomic effect of government spending, others found either a negative or a null impact. Therefore, it is still important to analyze the relationship between GDP and government spending in the case of Guatemala.

The behavior of the variations of real GDP and real government spending from 2011 to 2019 seems to be very similar in most of the sample with the exception of some periods of time such that 2012. It seems that there is a positive correlation between them (See Appendix A, figure 3). This study re-examines the possible relation between both GDP and government spending with the estimation of a VAR-X model. The choice of the model is because it allows to include exogenous variables such that GDP and inflation among others that explains the patterns of the domestic variables due to the commercial linkages between Guatemala and United States of America.

The study found empirical evidence that the increase in both government primary and government total spending contribute to increase GDP, private consumption and gross capital formation. However, there is not statistical evidence that an increase in government spending generates an increase in neither exports nor openness to trade in the case of Guatemala.

The content of the paper is as follow: Section 2 presents a brief literature review of the previous studies of government spending. Section 3 includes the data and the model specification of the VAR-X model. Section 4 shows the main results of the implementation of the model and a robustness analysis. Finally, section 5 shows the final remarks of the study.

2 Literature review

This section includes a brief literature review about previous studies, which evaluate the macroeconomic effects of the government spending. There are two approaches mainly used by previous researchers.

Both approaches analyze the impact of government spending on GDP. However, the second approach considers other macroeconomic variables such that private consumption, openness to trade, gross capital formation, inflation, exchange rate among others.

In addition, the previous literature estimates different macroeconomic and macroeconometrics models to test the macroeconomic impact of government spending in their studies such that structural VAR (SVAR), VAR with exogenous variables (VAR-X), Global VAR with exogenous variables (GVAR-X), Bayesian VAR, panel data, and Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model.

The first approach is to estimate an empirical model by using GDP and only fiscal variables such that taxes and government spending (Blanchard and Perotti (2002), Perotti (2005), Monacelli and Perotti (2008) and Van Aarle et al. (2003)).

Blanchard and Perotti (2002) estimated a mixed model, a structural VAR and event study, in the case of USA economy with quarterly data from 1947q1 to 1997q4 in order to analyze the effects of fiscal policy. The model contained only three variables: government spending, net taxes, GDP. The main results were that a positive shock in government spending had a positive effect on output but a positive shock in net taxes had a negative effect on it.

Similarly, with the previous study, Perotti (2005) analyzed the effects of fiscal policy in the case of USA, West Germany, United Kingdom, Canada and Australia, with the estimation of a structural VAR with for each country with quarterly data from 1960 to 2001. As a difference with Blanchard and Perotti (2002), the model included prices and interest rates with GDP, and there is not a study case. They found a positive but weaker effect of government spending on GDP and prices.

Furthermore, Van Aarle et al. (2003) estimated a SVAR model to analyze the monetary and fiscal policy transmission in the case of Euro Area with quarterly data from 1980q1 to 2001q4 and compares the results with those from Japan and the USA. The variables of the system of equations were real output, real government revenue, real government spending, short-term interest rates and prices. They found main cross-country differences in the linkages between macroeconomic policy instruments and large differences in the country adjustments are induced by monetary and fiscal policy innovations.

The second approach is to estimate an empirical model by including macroeconomic variables alongside with GDP (Afonso and Sousa (2012), Pesaran and Smith (2006), Galí et

al. (2007), Sinevičienė (2015) and Klein and Linnemann (2019)).

Afonso and Sousa (2012) estimated a Bayesian Structural VAR model to analyze the macroeconomic effects of fiscal policy with quarterly data in the case of USA, United Kingdom, Germany and Italy. The variables included in the study were GDP, private consumption, private investment, wages, productivity, a housing price index, profits, money growth rate, real exchange rate, the S&P 500 Index, the FTSE-All shares Index, the MSCI Index, and government spending. They found that a government spending shock generates a positive small response on GDP, crowding out effects on private consumption and investment, and a small effect on both housing prices and stock prices.

Moreover, Klein and Linnemann (2019) estimated a time varying VAR model with quarterly U. S. macroeconomic data from 1960q1 to 2015q4 to analyze if the macroeconomic effects of government spending varies over the sample. The main variables included in the model were growth rate of real government spending, growth rate of real GDP and taxes as a fraction of GDP. In addition, the authors include other variables such as the shadow nominal federal funds rate, the spread between corporate bond yields, the 10-year government bond yields, and government debt as a ratio of GDP, government deficit as a ratio of GDP, investment as a ratio of GDP, unemployment, and private consumption as a ratio of GDP. They found that after 2000q1 there is a positive impact of government spending on private consumption and unemployment, which is statistically significant. However, in the case of private investment, the response is positive but not statistically significant. Before 2000q1, the impact of government spending on private consumption, private investment, and unemployment was negative but not statistically significant.

Finally, Sinevičienė (2015) tests the relationship between government expenditure and private investment in the case of Bulgaria, Estonia, Latvia, Lithuania and Slovenia with annual data spanning from 1996 to 2012. The methodology approaches applied in the study were both cross-correlations and Granger causality tests. The variables included in the study were GDP, investment as percentage of GDP, gross fixed capital formation, general government total expenditure, and trade as a percentage of GDP. The author found that with the exception of Bulgaria, government spending crowds out private investment.

This study chose the VAR-X model in order to include those foreign variables, which have an important impact of the Guatemalan economy. With the use of them, it is possible to model in a better way the patterns of the domestic macroeconomic.

The following section explains the methodology to compile the data and the model specification in this study.



3 Methodology

This section explains the methodology considered in this study to address the contribution of the government spending on the main macroeconomic variables in the case of Guatemala.

In the first subsection, it is explained the choice of the sample, and the selection and treatment of the variables in the study. In the second subsection, it is justified the model specification chosen in the study.

3.1. Sample and variables selection

The study considers a quarterly data with a sample spanning from 2011Q1 to 2019Q4 with both domestic and foreign variables. The reason to start from year 2011 is to avoid the effects of the global financial crisis 2008-2009 and the no inclusion of year 2020 is to stay away from the effects of the coronavirus outbreak, which generated a decrease in the output around the world. The use of quarterly data helps to reduce the volatility of the time series.

The data set consists in fiscal, macroeconomic, and control variables. The description of the variables as well as the source and notation are in Appendix A, table 3. The fiscal variables included are government primary spending, internal debt, external debt, and government revenue.

Furthermore, the main macroeconomic variables used in this research are GDP, exports, gross capital formation, private consumption, and openness to trade instead of exports. Moreover, the set of control variables, which are consider exogenous in the study, are private remittances, US GDP, US CPI, and labor rate.

In addition, the main testable hypothesis is that the government spending has a positive impact on GDP and the other macroeconomic variables. In this study, government primary spending and government total spending are used as the main explanatory variables.

Finally, the nominal variables were transformed to real variables using the implicit GDP deflator with base year 2013. In addition, all variables are expressed in inter-annual variations.

3.2. Sample and variables selection

This subsection explains the specification of a VAR-X model in order to estimate the macroeconomic effects of public spending in the case of Guatemala.

3.2.1. SVAR Model Specification

First, the setup of a Structural Vector Autoregressive model (SVAR) follows Hamilton (1994) is as follow:

$$\xi_t = F\xi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Where,

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \begin{cases} Q & \text{para } t = \tau \\ 0 & \text{in other case} \end{cases}$$

And,

$$Q = \begin{bmatrix} \Omega & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

In addition, ξ_t is a vector of matrix, which contains the data without the mean, F , is matrix of coefficients and Ω is the covariance matrix of the residuals.

Furthermore, the model is estimated with equation 1 as follow:

$$\xi_t = \begin{bmatrix} y_t - \mu \\ y_{t-1} - \mu \end{bmatrix} ; \quad y_t = \begin{bmatrix} gp_t \\ c_t \\ inv_t \\ exp_t \\ it_t \\ di_t \end{bmatrix} ; \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{gp} \\ \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^{inv} \\ \varepsilon_t^{exp} \\ \varepsilon_t^{it} \\ \varepsilon_t^{di} \end{bmatrix}$$

3.2.2. VAR-X Model Specification

Second, the setup of a VAR-X model which includes exogenous variables in order to characterize in a better way the patterns of system of equations following Lütkepohl (2005):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + B_2 x_{t-2} + \dots + B_s x_{t-s} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Then, equation 2 is written with the Lag Operator as follow:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Where $A(L)$ and $B(L)$ are the matrix polynomials in the lag operation defined as:

$$A(L) = I_k - A_1 L - \dots - A_p L^p \quad \text{and} \quad B(L) = B_0 - B_1 L - \dots - B_s L^s$$

In addition, equation 3 is expressed in a reduced form as:

$$y_t = AY_{t-1} + Bx_{t-1} + B_0 x_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Where $A = [A_1, \dots, A_p]$ and $B = [B_1, \dots, B_s]$

And,

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix} ; \quad X_t = \begin{bmatrix} x_t \\ \vdots \\ x_{t-s+1} \end{bmatrix}$$

Where Y_t is the matrix of the endogenous variables and X_t is the matrix which contains the exogenous variables. In addition, it is assumed that ε_t is a standard white noise with nonsingular covariance matrix.

Finally, it is imposed that matrix B contains only zeros in every position since there will not be lagged exogenous variables but only in contemporaneous time. Therefore, matrix B_0 contains the coefficients of the exogenous variables of the study.

In the next section, it is estimated a VAR-X model by following equation 4.

4 Main results

This section describes the results of the best VAR-X model estimated in the case of Guatemala. The identification scheme is the Cholesky decomposition.

First, it is estimated a VAR-X model with GDP and the main fiscal variables which is the standard methodology in the literature. Second, it is estimated the model by including private consumption, gross capital formation, exports, and openness to trade to test if there is a positive impact of government spending on the previous variables.

4.1. Estimation of the VAR-X model 1

First, it is estimated a VAR-X model including only GDP and fiscal variables using a Cholesky decomposition as identification scheme. The endogenous variables chosen in the model are GDP, government primary spending, income tax, internal debt and external debt. In addition, the exogenous variables included are US CPI, US GDP and labor rate. The model is estimated with two lags according with Akaike and Schwarz information criterion.

Table 1 illustrates the results of the model, which depicts the equations of the VAR-X associated with the main variables. The R^2 is higher than 0.90 in the case of the equations of government primary spending, GDP and government revenue while is higher than 0.67 in both the equation of internal debt and external debt. In addition, the coefficient of both the first and second lag of government spending are statistically significant at 1 percentage level of significance in the GDP equation.

Moreover, the model is stable because all inverse roots are inside the unit circle (see Appendix C, figure 4). In addition, the model satisfy the main statistical properties. First, the joint residuals behave as multivariate normally distributed because it is not possible reject the null hypothesis that they are normally distributed (see Appendix C, table 4). Second, the residuals of the model do not show a trace of autocorrelation at lag h , therefore; it is not possible reject the null hypothesis that there is no autocorrelation with both the Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic and Rao F-test (see Appendix C, table 5). Finally, the residuals of the model keep the same variance, because it is not possible reject the null hypothesis that it remains the same with the chi-square test (see Appendix C, table 6).

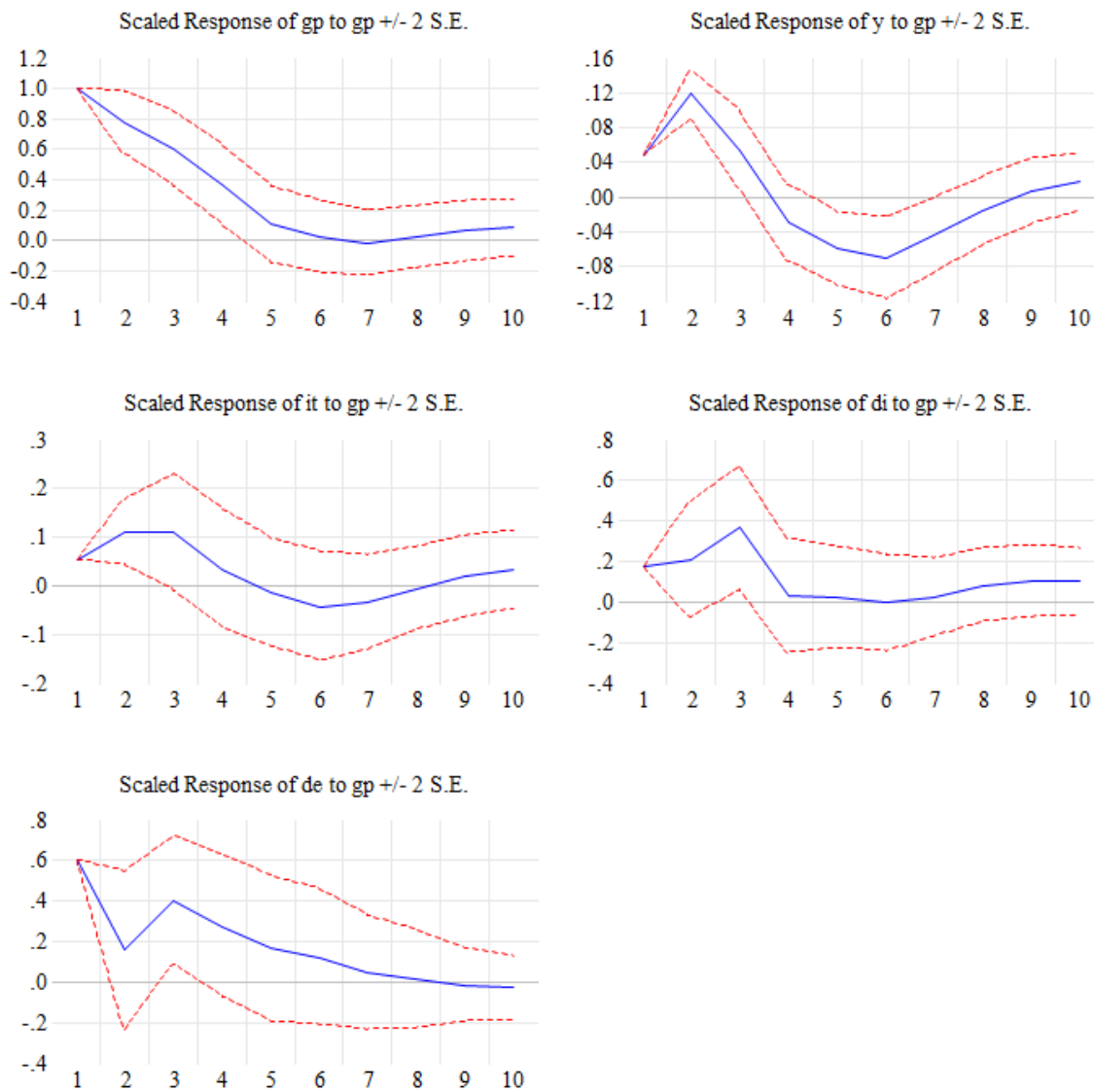
Table 1: VAR-X Model

Variables	gp_t	y_t	it_t	di_t	de_t
gp_{t-1}	0.413 (0.270)	0.114*** (0.036)	0.174** (0.089)	0.375 (1.379)	0.221 (0.520)
gp_{t-2}	-0.124 (0.166)	-0.078*** (0.022)	-0.072 (0.055)	-0.030 (0.233)	0.310 (0.319)
y_{t-1}	1.810* (1.018)	0.814*** (0.137)	-0.435 (0.337)	-0.214 (1.428)	-0.084* (0.043)
y_{t-2}	-1.638* (0.110)	-0.345*** (0.248)	0.342 (0.312)	-0.597 (1.323)	1.158** (1.815)
it_{t-1}	1.093* (0.580)	-0.087 (0.078)	1.013*** (0.192)	1.123 (0.813)	-1.107 (1.115)
it_{t-2}	0.071 (0.750)	-0.097 (0.101)	-0.087*** (0.248)	-1.569 (1.052)	-1.107 (1.443)
di_{t-1}	0.082 (0.223)	-0.041 (0.030)	-0.008 (0.074)	0.089 (0.313)	0.033 (0.423)
di_{t-2}	-0.067 (0.160)	0.074*** (0.021)	0.043 (0.053)	0.228 (0.225)	-0.237 (0.308)
de_{t-1}	0.341* (0.181)	-0.037* (0.024)	-0.158*** (0.060)	-0.382 (0.253)	-0.011 (0.348)
de_{t-2}	0.147 (0.183)	-0.032 (0.025)	0.06 (0.061)	0.210 (0.257)	0.127 (0.353)
constant	-0.091 (0.097)	0.028*** (0.013)	0.073*** (0.032)	-0.006 (0.137)	0.212 (0.187)
y_t^*	1.100 (2.598)	-0.232** (0.349)	-1.512 (0.859)	4.029 (3.643)	-5.240 (4.997)
π_t^*	0.090 (0.172)	0.460 (0.424)	2.180 (1.800)	-0.684 (2.469)	-0.418 (1.328)
$libor_t$	0.030 (0.015)	-0.003 (0.002)	-0.009 (0.005)	-0.024 (0.022)	-0.009 (0.030)
Observations	36	36	36	36	36
R-squared	0.903	0.954	0.951	0.774	0.674

Note: Asterisks denote significant coefficients, with ***, **, * indicating significance at 1%, 5% and 10% level, respectively. Standard deviations reported in parenthesis

Source: Own elaboration

Second, the response of the main variables to a government primary spending shock are depicted in figure 1 as follow:

Figure 1: Impulse-Response Functions, Model 1

Source: Own elaboration

An increase in one percentage point of government primary spending increases in approximately 0.12 percentage points of GDP and the response is statistically significant in the first two quarters.

Furthermore, an increase of one percentage point of government primary spending increases in approximately 0.10 percentage points the government revenue and the response is statistically significant in the first two quarters.

It seems that government primary spending has a relevant contribution on GDP in the case of Guatemala. In the next subsection, it is re-estimate the model with the main macroeconomic variables instead of GDP.

4.2. Estimation of the VAR-X model 2

Now, GDP is replaced by the main macroeconomic variables considered in this study: private consumption, gross capital formation and exports instead of GDP, in order to test if any of them have a positive response from a government primary spending shock.

The results of the model are depicted in table 2 where only appears the equations of the VAR-X model associated with the main variables.

In addition, of the previous exogenous variables included in the previous model, it is aggregated private remittances because of its possible contribution to private consumption and gross capital formation.

The R^2 is higher than 0.90 for every equations of the system which means that the model specification is better than the previous model. Moreover, the coefficient of the first lag of government primary spending in both private consumption and gross capital formation equations is statistically significant at 1 percentage level of significance and in the equation of exports is statistically significant the second lag of government primary spending at 1 percentage level of significance too.

Furthermore, the model is stable because all inverse roots are inside the unit circle, which guarantee a smooth convergence to the steady state of all variables (see Appendix C, figure 5).

Besides, the model satisfy the main statistical properties. First, the joint residuals behave as multivariate normally distributed because it is not possible reject the null hypothesis that the multivariate residuals are normally distributed (see Appendix C, table 7). Second, the residuals of the model do not show a trace of autocorrelation at lag h , because it is not possible reject the null hypothesis that there is no autocorrelation with both the Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic and Rao F-test (see Appendix C, table 8).

Finally, the residuals of the model keep the same variance, because it is not possible reject the null hypothesis that the variance of them remains the same with the chi-square test (see Appendix C, table 9).

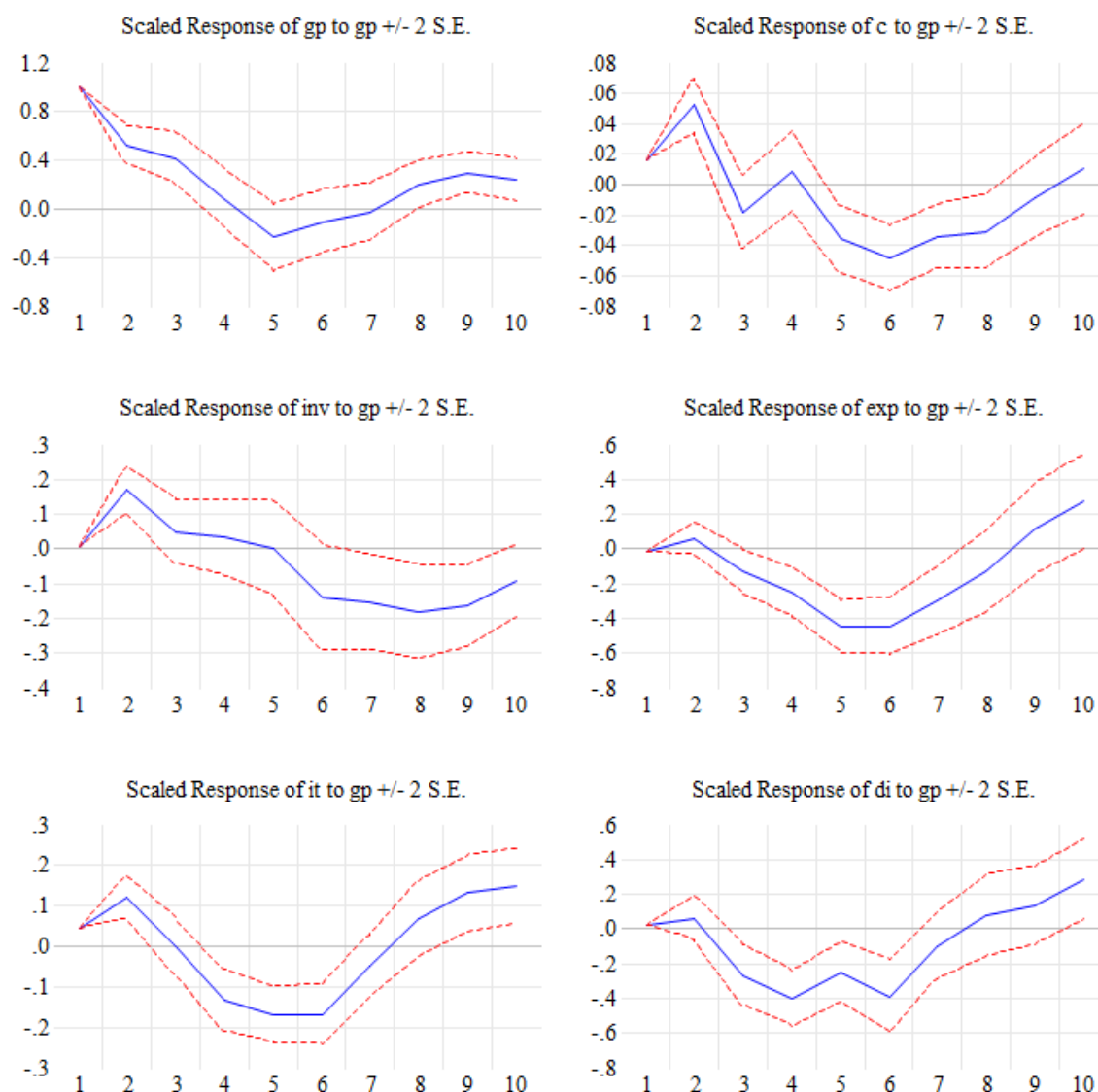
Table 2: VAR-X Model 2

Variables	gp_t	c_t	inv_t	exp_t	it_t	di_t
gp_{t-1}	0.547*** (0.166)	0.057*** (0.019)	0.187*** (0.070)	0.085 (0.097)	0.096* (0.057)	0.125 (0.132)
gp_{t-2}	-0.140 (0.192)	-0.032 (0.022)	-0.147* (0.081)	-0.259*** (0.112)	-0.130** (0.066)	-0.284* (0.154)
c_{t-1}	-2.659*** (1.230)	-0.113 (0.140)	0.035 (0.519)	-2.176*** (0.719)	-0.415 (0.425)	-2.624*** (0.981)
c_{t-2}	2.352** (1.211)	0.394 (0.136)	-0.234 (0.511)	-0.029 (0.708)	-0.382 (0.418)	-2.083*** (0.966)
inv_{t-1}	1.320*** (0.432)	-0.093* (0.049)	0.707*** (0.182)	0.617*** (0.253)	0.124 (0.418)	0.528 (0.966)
inv_{t-2}	-0.302 (0.387)	-0.021 (0.043)	-0.023 (0.163)	-0.913*** (0.226)	-0.271** (0.134)	-1.253*** (0.309)
exp_{t-1}	0.513 (0.445)	0.125*** (0.050)	0.358 (0.187)	0.540** (0.260)	0.170 (0.153)	1.139 (0.355)
exp_{t-2}	-1.109*** (0.319)	0.060* (0.036)	0.012 (0.134)	-0.360* (0.186)	-0.076 (0.110)	-0.083 (0.254)
it_{t-1}	1.123 (0.700)	0.021* (0.078)	-0.310 (0.295)	0.155 (0.409)	0.820*** (0.241)	0.087 (0.557)
it_{t-2}	-0.621* (0.578)	-0.117 (0.065)	0.185 (0.244)	0.458 (0.338)	-0.415** (0.199)	-0.180 (0.461)
di_{t-1}	0.136 (0.231)	-0.060*** (0.026)	-0.156 (0.097)	0.204 (0.135)	-0.090 (0.090)	-0.461*** (0.184)
di_{t-2}	-0.018 (0.234)	-0.012 (0.026)	-0.036*** (0.099)	0.413 (0.137)	0.045 (0.081)	0.009 (0.186)
Constant	-0.084 (0.081)	0.032*** (0.009)	0.016 (0.034)	-0.022 (0.048)	0.073*** (0.028)	0.182*** (0.065)
y_t^*	2.105 (0.015)	0.504** (0.002)	-0.110 (0.006)	2.158* (0.009)	-0.677 (0.005)	5.776*** (0.012)
$libor_t$	0.005 (0.015)	-0.005*** (0.002)	-0.005 (0.006)	-0.016* (0.009)	-0.003 (0.005)	0.004 (0.012)
π_t^*	0.289 (1.309)	0.005 (0.147)	1.126** (0.552)	-0.478 (0.765)	0.241 (0.452)	-0.321 (1.044)
rem_t	-0.020 (0.212)	0.060*** (0.024)	0.151* (0.090)	0.248** (0.124)	0.016 (0.073)	0.026 (0.169)
Observations	36	36	36	36	36	36
R-squared	0.917	0.916	0.932	0.964	0.954	0.938

Note: Asterisks denote significant coefficients, with ***, **, * indicating significance at 1%, 5% and 10% level, respectively. Standard deviations reported in parenthesis

Source: Own elaboration.

Next, the response of the main variables to a government primary spending shock are illustrated in figure 2.

Figure 2: Impulse-Response Functions, Model 2

Source: Own elaboration

An increase in one percentage point of government primary spending increases in approximately 0.050 percentage points of private consumption and the response is statistically significant in the first two quarters.

Also, an increase in one percentage point of government primary spending increases in approximately 0.015 percentage points of gross capital formation, which is lower than in the case of private consumption. In addition, the response is statistically significant in the first two quarters. Although, there is not the objective of the present study, it seems that there is no statistical evidence of crowding out in the case of Guatemala.

However, the response of exports from a positive shock of government primary spending is not statistically sig-

nificant although has the correct direction. The same results are found when this is substituted by openness to trade measure.

Therefore, the study found an empirical evidence that an increase of primary government spending has a positive impact on both private consumption and gross capital formation, although the responses are lower which is consistent with the findings of previous studies in different countries.

In the next subsection, there are some robustness analysis by changing the main explanatory variable of this study.

4.3. Robustness analysis

In this subsection, government total spending is included instead of government primary spending. The objective is to verify if the previous results still hold with the change of the main dependent variable.

4.3.1. Alternative VAR-X Model 1

The VAR-X model 1 is modified by substituting government total spending instead of government primary spending in order to test robustness of the study.

The main results of the alternative VAR-X model are illustrated in Appendix D.1, table 10. From there, the impact of government total spending in the first and second lag is statistically significant at 1 percent level in the case of the GDP equation in the same way than the inclusion of government primary spending, although the impact is lower.

In addition, The R^2 is higher than 0.90 in the case of the equations of GDP, government revenue, government total spending in the same way than the VAR-X Model 1. Therefore, there is not a significant difference between both model 1 and the alternative model 1.

Besides, the impulse response functions are depicted in Appendix D, figure 6. They show the same shape than with model 1, and the response of GDP is almost the same too. In this case, an impact of one percentage point in government total spending generates an increase approximately of 0.125 percentages point on GDP, which is slightly higher than the case of a government primary spending shock.

Overall, the main results are robust when the measure of government spending is changed.

4.3.2. Alternative VAR-X Model 2

The VAR-X model 2 is also modified by including government total spending instead of government primary spending.

The main results of the alternative VAR-X are illustrated in Appendix D.2, table 11. From there, the impact of government total spending is statistically significant only in the first lag at 1 percent level in the case of the private consumption. The coefficient is almost the same. Besides, the impact of government total spending is only statistically significant in the first lag at 1 percent level in the case of gross capital formation.

However, in the equation of exports, the effects of government total spending on them is not statistically significant. The same results are obtained when exports is changed by openness to trade. Furthermore, The R^2 is higher than 0.90 in all of the equations of the system in the same way than model 2.

Further, the impulse response functions of the alternative model 2 (see D.2, figure 7) shows the same shape than with model 2 and the response is almost the same in the case of private consumption. An impact of one percentage point in government total spending generates an increase in around 0.055 percentage points in private consumption. However, the response of gross capital formation is statistically significant in the second quarter and after the tenth quarter and approximately about 0.018.

In sum, the main results are robust when the measure of government spending is changed.

5 Final remarks

This study aims to test if an increase of government spending generates a positive response of the main macroeconomic variables by using quarterly data.

The study includes the estimation of two main VAR-X models with a set of fiscal, macroeconomic and control variables to test the previous hypotheses. The first model includes GDP, fiscal and control variables. The second model contains the private consumption, gross capital formation, exports and openness to trade instead of exports with both fiscal and control variables. In both models, the main explanatory variable is government primary spending.

The research found empirical evidence that a positive government spending shock generates an increase in GDP, private consumption and gross capital formation. However, there is not empirical evidence that an increase in government spending increase neither exports nor openness to trade. Furthermore, it seems that there is not crowding out effect in the case of Guatemala.

Furthermore, there were estimated two alternative VAR-X models as a robustness test. The models include government total spending instead of government primary spending. Similarly, there is empirical evidence of the positive macroeconomic effect of government total spending on private consumption and gross capital formation, which gives robustness to the study.

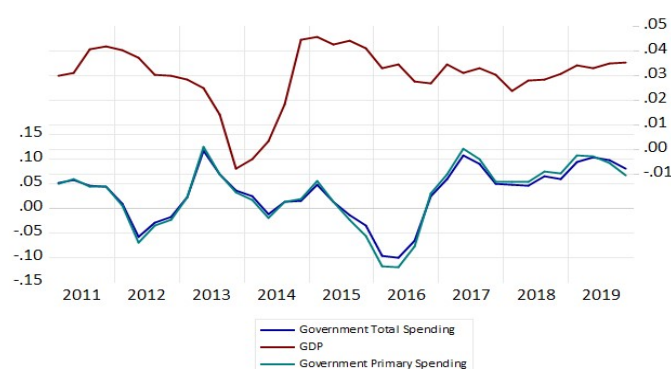
For future research, it may be important to address the crowding out theory in the case of Guatemala since the study found empirical evidence that government spending helps to increase gross capital formation, although it should be testing with another model specification.

In addition, it may be possible to remake the analysis of the macroeconomic effects of government spending with the inclusion of both years 2020 and 2021 in order to test if its contribution is larger over the coronavirus outbreak.

A. Graphical analysis

The appendix includes the graphic analysis between GDP and both government primary and government total spending.

Figure 3: Annualized Inter-Annual Variations of GDP and Government Spending



Source: Own elaboration

B. Variables description

Table 3: Variable description

Variables	Description
y_t	Gross Domestic Product
exp_t	Exports
inv_t	Gross Capital Formation
$openness_t$	Openness to Trade
c_t	Private Consumption
gp_t	Government Primary Spending
g_t	Government Total Spending
it_t	Government Revenue
di_t	Internal Debt
de_t	External Debt
rem_t	Private Remittances
πt^*	US Consumer Price Index
yt^*	US Gross Domestic Product
$libor_t$	Libor Rate

Source: Own elaboration

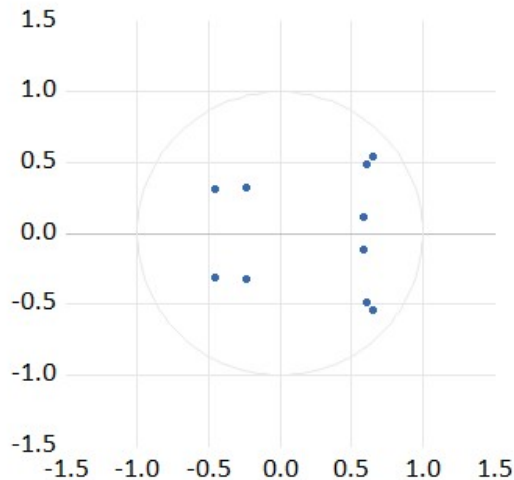
C. Statistical tests

The appendix includes the main statistical tests of the two main models estimated in the case of Guatemala.

C.1. VAR-X Model 1

Figure 4: Stability Graph, Model 1

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

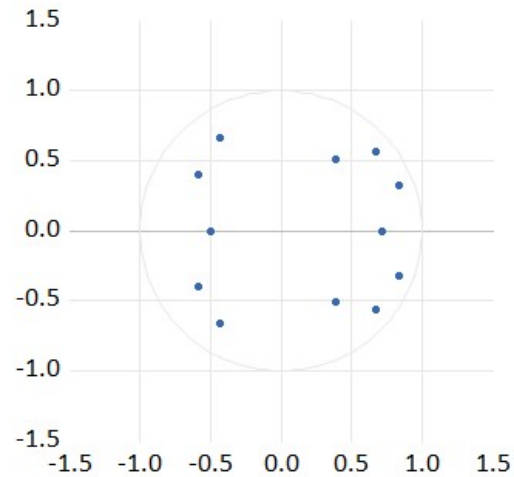


Source: Own elaboration

C.2. VAR-X Model 2

Figure 5: Stability Graph, Model 2

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Source: Own elaboration

Table 4: Multivariate Normality Test, Model 1

Component	Jarque-Bera	P-Values
1	1.1168	0.5721
2	0.2865	0.8665
3	2.3366	0.3109
4	5.6131	0.3220
5	0.8890	0.0604
Model	1.4046	0.4954

Source: Own elaboration

Table 7: Multivariate Normality Test, Model 2

Component	Jarque-Bera	P-Values
1	2.3303	0.3119
2	1.4360	0.4877
3	1.2300	0.5406
4	5.0980	0.6962
5	0.7241	0.6962
6	0.6551	0.7207
Model	11.4763	0.4888

Source: Own elaboration

Table 5: Autocorrelation Test, Model 1

Lag	LRE* stat	P-Values	Rao F-stat	P-Values
1	31.0719	0.1867	1.3311	0.6116
2	22.9302	0.5816	0.8923	0.6116
3	15.1074	0.9388	0.5373	0.9455

Source: Own elaboration

Table 8: Autocorrelation Test, Model 2

Lag	LRE* stat	P-Values	Rao F-stat	P-Values
1	49.1907	0.0703	1.5342	0.1075
2	51.8933	0.0583	1.2841	0.0539
3	35.0617	0.5130	0.9327	0.5824

Source: Own elaboration

Table 6: Homoscedasticity Test, Model 1

Chi-sq	P-Value
454.5416	0.4313

Source: Own elaboration

Table 9: Homoscedasticity Test, Model 2

Chi-sq	P-Value
716.3896	0.2614

Source: Own elaboration

D. Robustness tests

The appendix includes results of the two alternative models estimated in the case of Guatemala.

D.1. Alternative VAR-X Model 1

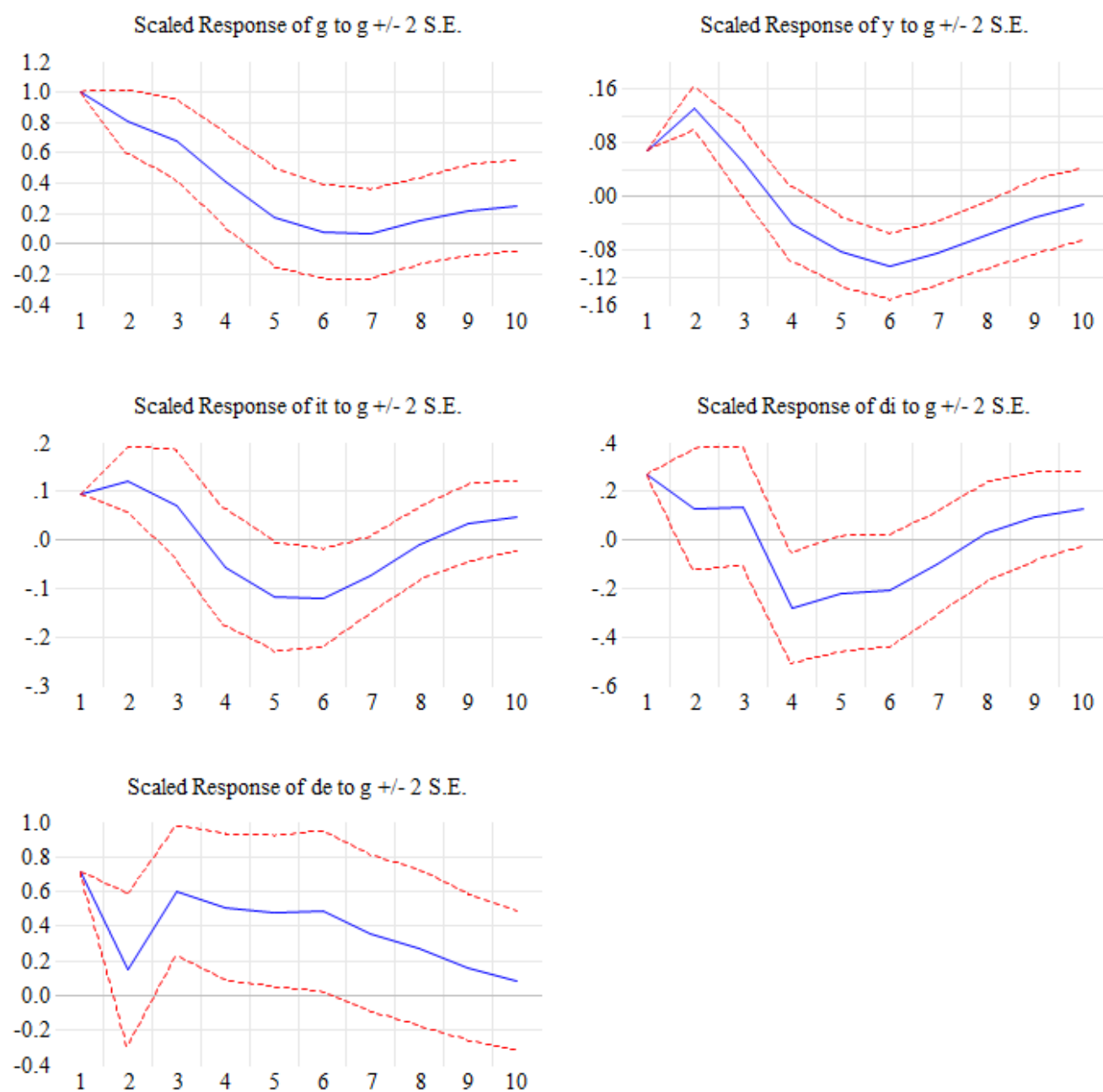
Table 10: VAR-X Alternative Model 1

Variables	g_t	y_t	it_t	di_t	de_t
g_{t-1}	0.309 (0.278)	0.117*** (0.043)	0.155* (0.092)	0.182 (0.338)	0.224 (0.589)
g_{t-2}	-0.054 (0.170)	-0.096*** (0.026)	-0.090 (0.056)	-0.136 (0.207)	0.404 (0.360)
y_{t-1}	1.786* (0.956)	0.866*** (0.148)	-0.280 (0.316)	0.848 (1.164)	-0.683** (2.025)
y_{t-2}	-1.484* (0.925)	-0.416*** (0.144)	0.141 (0.206)	-1.953* (1.127)	2.186 (1.961)
it_{t-1}	0.985* (0.564)	-0.101 (0.087)	0.902*** (0.186)	0.324 (0.687)	-0.345 (1.195)
it_{t-2}	0.200 (0.735)	-0.048 (0.114)	-0.698*** (0.243)	-0.284 (0.895)	-1.501 (1.557)
di_{t-1}	0.116 (0.210)	-0.053* (0.033)	-0.004 (0.069)	0.073 (0.256)	0.178 (0.445)
di_{t-2}	-0.032 (0.154)	0.083*** (0.024)	0.051 (0.051)	0.335* (0.188)	-0.348 (0.327)
de_{t-1}	0.347** (0.167)	-0.030 (0.026)	-0.140*** (0.055)	-0.230 (0.203)	-0.065 (0.354)
de_{t-2}	0.219 (0.172)	-0.037 (0.023)	0.040 (0.057)	0.098 (0.209)	0.316 (0.364)
constant	-0.090 (0.085)	0.027** (0.013)	0.080*** (0.028)	0.036 (0.104)	-0.090 (0.181)
y_t^*	0.845 (2.436)	-0.245 (0.378)	-2.016*** (0.805)	0.964 (2.967)	-1.830 (5.162)
π_t^*	-0.656 (1.252)	0.022 (0.194)	0.208 (0.414)	0.353 (1.525)	0.644 (2.653)
$libor_t$	0.028* (0.015)	-0.001 (0.002)	-0.004 (0.005)	-0.007 (0.018)	-0.025 (0.032)
Observations	36	36	36	36	36
R-squared	0.908	0.956	0.957	0.786	0.688

Note: Asterisks denote significant coefficients, with ***, **, * indicating significance at 1%, 5% and 10% level, respectively. Standard deviations reported in parenthesis.

Source: Own elaboration

Figure 6: Impulse-Response Functions, Alternative Model 1



Source: Own elaboration

D.2. Alternative VAR-X Model 2

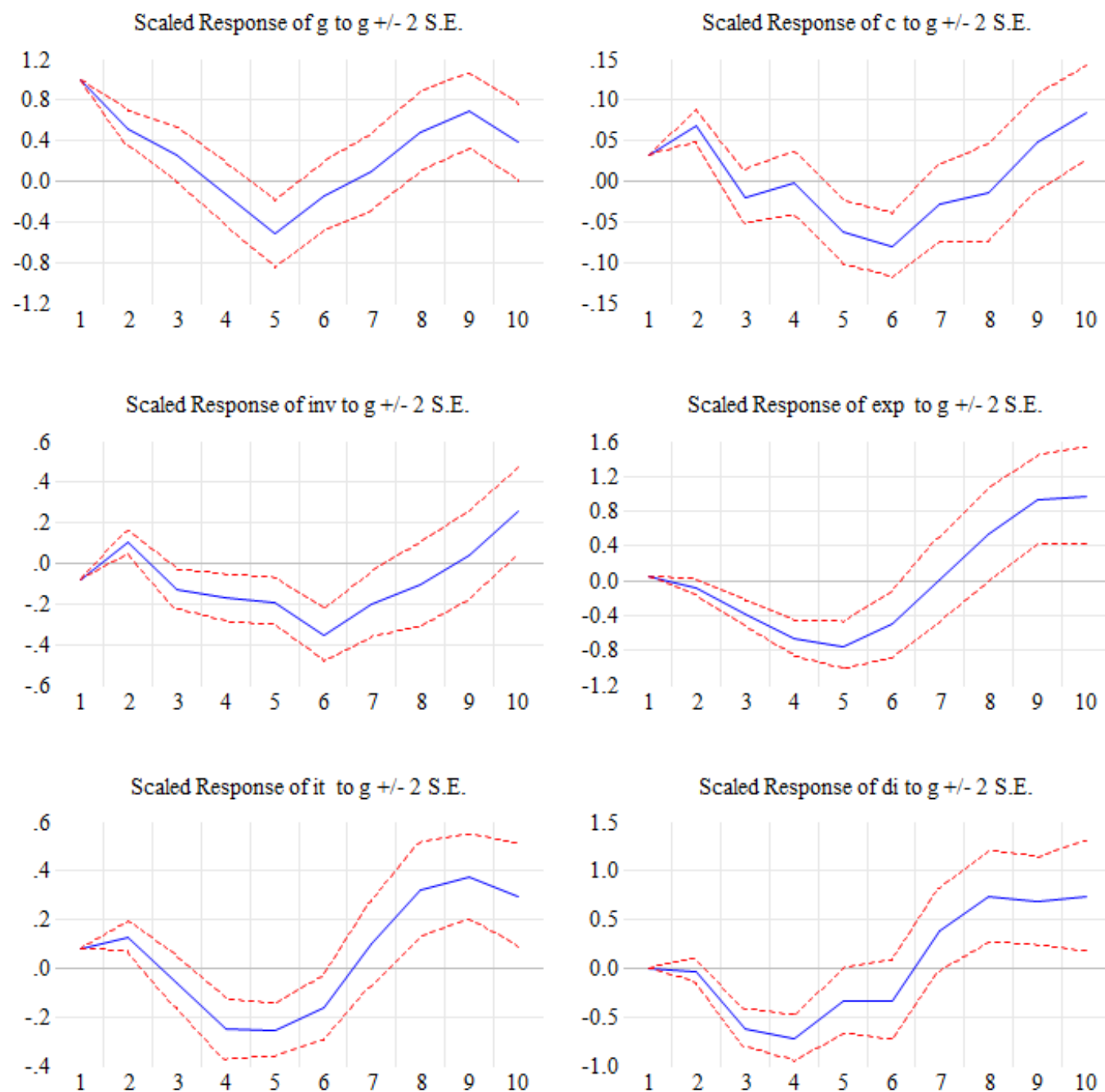
Table 11: VAR-X Alternative Model 2

Variables	g_t	c_t	inv_t	exp_t	it_t	di_t
g_{t-1}	0.624*** (0.200)	0.053*** (0.023)	0.170*** (0.062)	-0.065 (0.100)	0.059 (0.073)	-0.001 (0.139)
g_{t-2}	-0.136 (0.216)	-0.032 (0.025)	-0.148 (0.067)	-0.216 (0.108)	-0.119 (0.079)	-0.253 (0.151)
c_{t-1}	-3.751*** (1.715)	0.062 (1.993)	-1.245*** (0.527)	-1.002 (0.857)	-0.030 (0.627)	-3.372*** (1.195)
c_{t-2}	2.554* (1.658)	0.392** (0.193)	-1.250*** (0.597)	-1.480 (0.828)	-0.664 (0.607)	-4.271*** (1.156)
inv_{t-1}	1.397*** (0.565)	-0.106 (0.066)	0.503*** (0.174)	0.072 (0.283)	-0.001 (0.207)	-0.086 (0.394)
inv_{t-2}	-0.610 (0.501)	0.022 (0.058)	-0.219 (0.154)	-0.474 (0.250)	-0.142 (0.183)	-1.198*** (0.349)
exp_{t-1}	0.300 (0.432)	0.142*** (0.050)	0.332*** (0.133)	0.761*** (0.216)	0.230 (0.158)	1.256*** (0.301)
exp_{t-2}	-0.596 (0.432)	0.011 (0.050)	0.364*** (0.133)	-0.569*** (0.229)	-0.165 (0.168)	0.216 (0.319)
it_{t-1}	1.376* (0.737)	-0.017 (0.086)	-0.021 (0.227)	-0.149 (0.368)	0.736*** (0.270)	0.211 (0.514)
it_{t-2}	-0.967* (0.614)	-0.078 (0.071)	-0.084 (0.189)	0.689*** (0.307)	-0.344 (0.224)	-0.353 (0.428)
di_{t-1}	-0.070 (0.276)	-0.037 (0.032)	-0.281*** (0.085)	0.389*** (0.085)	-0.032 (0.101)	-0.492*** (0.192)
di_{t-2}	-0.014 (0.232)	-0.012 (0.027)	-0.081 (0.071)	0.340*** (0.116)	0.029 (0.085)	-0.098 (0.169)
Constant	-0.035 (0.110)	0.024** (0.013)	0.119*** (0.034)	0.018 (0.055)	0.075** (0.040)	0.334*** (0.077)
y_t^*	0.370 (2.325)	0.682 (0.270)	0.804 (0.715)	-1.068 (1.162)	5.784*** (0.851)	2.8431 (1.621)
$libor_t$	-0.004 (0.002)	-0.005*** (0.005)	-0.004 (0.008)	-0.009 (0.006)	-0.001 (0.011)	0.010 (0.016)
π_t^*	0.018 (1.391)	0.050 (0.162)	0.295 (0.429)	-0.634 (0.695)	0.261 (0.509)	-1.382 (0.970)
rem_t	0.113 (0.513)	0.047* (0.026)	0.212*** (0.068)	0.177* (0.110)	-0.011 (0.081)	0.059 (0.154)
Observations	36	36	36	36	36	36
R-squared	0.910	0.917	0.968	0.971	0.948	0.931

Note: Asterisks denote significant coefficients, with ***, **, * indicating significance at 1%, 5% and 10% level, respectively. Standard deviations reported in parenthesis.

Source: Own elaboration

Figure 7: Impulse-Response Functions, Alternative Model 2



Source: Own elaboration

Referencias

- António Afonso and Ricardo M. Sousa. The macroeconomic effects of fiscal policy. *Applied Economics*, 44(34):4439–4454, 2012.
- Olivier Blanchard and Roberto Perotti. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1329–1368, 2002.
- Jordi Galí, J. David López-Salido, and Javier Vallés. Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1): 227–270, 2007.
- James Hamilton, D. (1994), time series analysis, 1994.
- Mathias Klein and Ludger Linnemann. Macroeconomic effects of government spending: The great recession was (really) different. *Journal of Money, Credit and Banking*, 51 (5):1237-1264, 2019.
- Helmut, Lütkepohl. *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media, 2005.
- Tommaso Monacelli and Roberto Perotti. Fiscal policy, wealth effects, and markups. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2008.
- Roberto Perotti. Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. 2005.
- M. Hashem Pesaran and Ron Smith. Macroeconometric modelling with a global perspective. *The Manchester School*, 74:24-49, 2006.
- Lina Sinevičienė. Testing the relationship between government expenditure and private investment: The case of small open economies. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(6):628-632, 2015.
- Bas Van Aarle, Harry Garretsen, and Niko Gobbin. Monetary and fiscal policy transmission in the Euro Area: evidence from a structural VAR analysis. *Journal of Economics and Business*, 55(5-6):609-638, 2003.

El canal del crédito en Guatemala¹

Héctor Augusto Valle Samayoa^I

Edwin Felipe Morales Cal^{II}

Juan Carlos Arriaza Herrera^{II}

Víctor Hugo Ramírez Hunter^{III}

El Banco de Guatemala opera en la actualidad bajo un esquema de metas explícitas de inflación. De esta cuenta es de gran relevancia la comprensión de los mecanismos por los cuales la política monetaria actúa sobre las variables macroeconómicas, así como de la importancia relativa, de sus distintos canales de transmisión, puesto que ello permite el diseño, implementación y seguimiento de decisiones de política. El presente trabajo contribuye con una investigación sobre el canal del crédito como complemento al canal de la tasa de interés. Este análisis se lleva a cabo examinando evidencia empírica a nivel macro y microeconómico. En el primer caso se emplea un modelo de Vectores Autorregre-

sivos estructural con el que se identifica el choque de política monetaria, aislando así la respuesta del crédito y de la tasa de interés de mercado a choques de este tipo. Para el segundo caso, con información a nivel microeconómico, se examina la posibilidad de que la respuesta de las variables de crédito y de tasa de interés sea heterogénea de acuerdo a características de los bancos y del tipo de crédito concedido, empleando para ello modelos de panel dinámicos y de vectores autorregresivos de datos de panel. Los resultados evidencian que el canal del crédito en Guatemala es significativo y operativo, y que su efecto es heterogéneo en función del tamaño de banco y tipo de crédito.

¹ Las opiniones expresadas en este documento de investigación son exclusivas de los autores y no necesariamente representan a las del Banco de Guatemala.

^I Director del Departamento de Análisis de Estabilidad Financiera del Banco de Guatemala

^{II} Investigadores de la Sección de Investigación Económica Aplicada, del Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala

^{III} Analista de la Sección de Investigación Financiera Aplicada, del Departamento de Análisis de Estabilidad Financiera del Banco de Guatemala

1 | Introducción

El Banco de Guatemala en el 2005 migró de un esquema de agregados monetarios hacia un esquema de metas explícitas de inflación. Este hecho es uno de los más significativos en la historia económica reciente en materia de política monetaria y económica del país. Desde entonces, y consistente con la experiencia de otros países que han adoptado este mismo esquema, los niveles de inflación en Guatemala se han reducido, como resultado de la mejora constante en la implementación del esquema. En este contexto es de suma importancia conocer la efectividad de los mecanismos de transmisión y cómo se propagan los cambios en la tasa de interés de política monetaria en el país. Específicamente, el objetivo de este trabajo es investigar la efectividad del canal del crédito como mecanismo de transmisión y, con ese propósito, investigar este canal tanto por el lado de la demanda como de la oferta.

Este documento revisa evidencia del canal del crédito tanto a nivel agregado como a nivel microeconómico en Guatemala. En el primer caso se hace énfasis en aislar apropiadamente el efecto de un choque de política monetaria sobre las variables de tasas de interés y crédito. En el segundo caso el enfoque difiere de trabajos anteriores sobre mecanismos de transmisión de la política monetaria en el país, al emplear información a nivel microeconómico en la investigación empírica y para el efecto se utilizan los datos de cada uno de los 18 bancos que componen el sistema bancario guatemalteco. En particular se evalúa la transmisión de la tasa de política hacia tasas de más largo plazo para diferentes tipos de

créditos y tamaño de banco. Adicionalmente y como se mencionó, el trabajo también contribuye examinando el canal del crédito por el lado de la oferta y para ello se estima el efecto de la tasa de política sobre los montos de créditos de cada banco utilizando variables de demanda de crédito como variables instrumentales para así aislar el componente de oferta. En estas estimaciones se toman en cuenta los efectos que las características de tamaño, liquidez y capitalización de cada banco puedan tener sobre este mecanismo de transmisión. Además, tanto en el análisis de transmisión de tasas como en la estimación del canal del crédito, por el lado de la oferta, los modelos se estiman para el sistema financiero total pero también por tipo de crédito, clasificado en crédito total, crédito comercial y crédito de consumo. La hipótesis es que la naturaleza distinta de cada tipo de crédito, y por consiguiente de cada mercado, así como el tamaño del banco, determinan la transmisión de la tasa de política, lo que a su vez puede generar una transmisión de tasa de política heterogénea.

En la segunda parte de este documento se presenta la revisión de literatura. En la tercera parte se hace un análisis gráfico de la evolución de las tasas de interés de política, de mercado, y del crédito. La evidencia a nivel agregado es reexaminada en la cuarta parte. La transmisión de la tasa de política hacia las diferentes tasas de mercado se evalúa en la quinta parte. La estimación del canal del crédito se desarrolla en la sección número seis y, finalmente, la séptima parte concluye.

2 | Revisión de literatura

La política monetaria conducida bajo el esquema de metas explícitas de inflación tiene por objetivo principal la estabilidad en el nivel general de precios.² Para poder afectar al nivel de precios, el banco central (encargado de la conducción de la política monetaria) emplea una tasa de interés de corto plazo como principal instrumento. Sin embargo, el impacto de la política monetaria sobre el nivel de precios no es directo, sino que opera de forma indirecta a través de una serie de variables intermedias: es decir, existen distintos mecanismos de transmisión de la política monetaria, los cuales se refieren al proceso mediante el cual las variaciones de la tasa de interés de política monetaria afectan a distintas variables económicas intermedias y, finalmente, a los precios y al nivel de producción.

Los modelos macroeconómicos tradicionales que buscan explicar el mecanismo de transmisión de la política monetaria se enfocan principalmente en el canal del dinero, también conocido como canal de la tasa de interés (Mishkin, 1996). En esta clase de modelos se asume la existencia de dos activos —dinero y bonos— y en los mismos, cambios en la política monetaria provocan cambios en los agregados monetarios y en las tasas de interés, lo que tiene efectos reales que alteran, inicialmente, la inversión en activos fijos, la inversión residencial y el gasto de consumo en bienes durables. Los cambios en estas variables impactan finalmente en la demanda agregada, el producto y los niveles de precios.

Un canal relacionado con la tasa de interés es el canal del tipo de cambio, el cual es relevante para economías pequeñas y abiertas y sin controles de capitales (Loayza y Schmitt-Hebbel, 2002). En este canal las variaciones en las tasas de interés impactan el flujo de capitales y por tanto el tipo de cambio —vía la paridad de la tasa de interés—, lo cual a su vez impacta la demanda agregada y los precios por intermedio de la expansión de la demanda de bienes de exportación. Adicionalmente, este canal afecta también los precios a través del precio en moneda local de los bienes importados.

Adicionalmente, Loayza, et al. (2002) consideran otro canal alternativo de transmisión de la política monetaria, denominado canal de las expectativas. En este enfoque, la política monetaria afecta a las variables involucradas en los diversos canales de transmisión tanto por las acciones efectivas del banco central, como por la expectativa de los agentes sobre acciones futuras del mismo. Esto puede ser consecuencia de que la autoridad monetaria se apegue a una regla clara de reacción a variaciones de

las condiciones macroeconómicas, es decir, una regla de política, o bien porque se ha anunciado la variación futura de la política monetaria (siempre que el banco central haya mostrado en el pasado que se ha apegado a las acciones que ha anunciado, lo cual le confiere credibilidad).

El presente trabajo tiene como objetivo analizar el canal de transmisión denominado canal del crédito. La fundamentación teórica de este canal se desarrolla en los trabajos de Bernanke (1993), Kashyap y Stein (1994), y Gertler y Gilchrist (1993). De acuerdo a Bernanke y Gertler (1995), este canal aumenta los efectos del canal tradicional de la tasa de interés, en el sentido de que las variaciones de la tasa de interés de corto plazo son amplificadas por cambios endógenos en la prima de financiamiento externo de la economía (ver también De Grave, 2007).

De acuerdo con los anteriores autores, la prima de financiamiento externo consiste en el margen entre el costo de financiamiento interno de las empresas (su costo de capital) y el costo de financiamiento vía los mercados de capital y de deuda. En general, la prima de financiamiento es no negativa: el financiamiento externo será más costoso para la empresa que el financiamiento interno, y en particular es positiva si la deuda no es respaldada en su totalidad con colateral. De acuerdo a Bernanke y Gertler (1989), si la deuda se encuentra completamente respaldada, el acreedor se asegura el repago total de la deuda y, por tanto, este no asume riesgo. En este contexto, una política monetaria contractiva incrementa la prima de financiamiento externo y, por tanto, se reduce la disponibilidad de crédito en la economía.

Para mejorar la comprensión de la forma en la que opera el canal del crédito, se debe observar que la prima de financiamiento externo surge como consecuencia de ciertas fricciones en los mercados financieros, tales como las causadas por información imperfecta y ejecución costosa de contratos. Estas fricciones impiden una asignación eficiente de los recursos en el mercado y resultan en pérdidas económicas. Por ejemplo, los prestamistas incurren en costos de agencia para resolver el problema de selección adversa que surge al evaluar la capacidad de pago de los prestatarios. Adicionalmente, se incurre en costos de monitoreo sobre el uso que los prestatarios hacen de los fondos prestados. El aspecto clave para la operatividad del canal del crédito consiste en que el tamaño de la prima de financiamiento externo que resulta de estas fricciones financieras pueda

2 Algunos bancos combinan este objetivo con un objetivo de crecimiento económico o de empleo.

ser afectada por las acciones de política monetaria. Los cambios en la prima de financiamiento externo a través del canal del crédito surgen de dos procesos distintos pero relacionados, a los que se les conocen como sub-canal de hoja de balance y sub-canal de crédito bancario.

El sub-canal de la hoja de balance se basa en los trabajos de Townsend (1979), Bernanke et al. (1989) y Bernanke, Gertler y Gilchrist (1996); y se refiere a la forma en la que cambios en la tasa de interés afectan la hoja de balance y el estado de resultados del prestatario (en este caso las empresas) y, por tanto, su valor neto. Se espera que la prima de financiamiento externo varíe de forma inversa al valor neto del prestatario, puesto que su valor neto eleva su calidad como deudor y por tanto reduce los costos de agencia en los que incurre el prestamista. El valor neto de la empresa se ve afectado de dos formas al incrementar el banco central la tasa de corto plazo. En primer lugar, la carga de los créditos con tasa variable existente incrementa por el aumento en el interés que la empresa paga por los mismos. En segundo lugar, el precio del colateral de la empresa reduce su valor al incrementar la tasa de interés, puesto que se reduce su valor presente neto. Por tanto, un incremento en la tasa de corto plazo, lo cual implica una política monetaria contractiva, incrementa la prima de financiamiento externo, reduciendo la capacidad de la empresa de adquirir financiamiento, frenando la inversión, contrayendo la demanda agregada y, finalmente, los precios.

El sub-canal de crédito bancario, por su parte, se enmarca en el trabajo de Bernanke y Blinder (1988), y se refiere a la idea de que los cambios en la política monetaria pueden afectar la oferta de créditos de los bancos. En este marco teórico la existencia de los bancos se justifica porque los mismos cumplen la función de resolver los problemas de información en los mercados de crédito al actuar como agentes de monitoreo para determinar la capacidad de pago de los prestatarios. En este contexto, las acciones de política monetaria afectan la oferta de crédito puesto que la misma afecta la disponibilidad de fondos prestables de los bancos (sus pasivos) y, por tanto, el monto de créditos que pueden colocar (sus activos). En particular, las acciones de política monetaria afectan el monto de fondos prestables del banco siempre que la reducción de depósitos bancarios que provoca la acción de política monetaria no pueda ser fácilmente remplazada por los bancos con fuentes alternas, o bien si estas son relativamente más costosas. De esta forma, la reducción efectiva resultante en el pasivo del banco deberá ser acompañada de una reducción equivalente en los activos del banco, y siempre que los activos del banco no sean sustitutos perfectos entre sí, parte del reajuste deberá ser absorbida por su cartera de crédito. Este hecho, en conjunto con la consideración de que, en este marco teórico, los agentes dependen de los bancos para acceder a los mercados de crédito, implican en su conjunto que cuando la disponibilidad

de fondos prestables del banco es afectada por las acciones de política monetaria, también se afectará a los prestatarios que dependen del crédito bancario para financiar sus operaciones. Las empresas que dependan del crédito bancario posiblemente serán excluidas del acceso al mismo, o deberán incurrir en costos adicionales para encontrar una alternativa de financiamiento. Esto provocará un incremento en la prima de financiamiento externo, y se reducirá la inversión, la actividad económica y los precios.

En el presente trabajo se busca generar evidencia empírica sobre la existencia e importancia del canal del crédito y el sub-canal del crédito bancario en Guatemala. El estudio empírico del canal del crédito, sin embargo, presenta el reto de que las variables macroeconómicas relevantes para su estudio (incluyendo las tasas de interés de corto plazo) responden tanto a factores endógenos como exógenos, por lo que los efectos de la política monetaria se interrelacionan con los efectos de otros choques macroeconómicos. De esta cuenta la identificación empírica apropiada de un choque puro de política monetaria resulta de importancia para el estudio del canal de crédito. Esfuerzos importantes en este campo han sido desarrollados para identificar apropiadamente el choque de política monetaria por Christiano, Eichenbaum y Evans (1996, 1999) y Bernanke, Boivin y Elias (2005).

Al respecto Christiano et al. (1996, 1999) estiman un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) y basan la identificación del choque de política monetaria en un esquema recursivo, en el que el ordenamiento de las variables depende de si las variables se encuentran dentro de la función de reacción del hacedor de política o no, colocándose el primer grupo dentro del orden de las variables en el modelo, en una posición anterior a la de la variable instrumento de política, y el segundo grupo en una posición posterior a la misma. Por su parte, Bernanke et al. (2005) argumentan que existen potenciales problemas con las estrategias para la identificación del choque de política monetaria que emplean modelos VAR, relacionados con el tipo de información que le interesa al banco central, la aproximación que de la misma se hace con la información estadística (por ejemplo, al utilizar el PIB para aproximar el concepto de actividad económica) y la disponibilidad de la información del hacedor de política, aspectos clave en el esquema de identificación. Los autores aportan una solución a esta problemática aplicando un Factor-Aumentado VAR (FA-VAR), que además es muy adecuado para la identificación del mecanismo de transmisión, dada su riqueza en la mejora de las limitantes de los modelos VAR. Específicamente, en la aplicación de la política monetaria, los autores encuentran evidencia de que la restricción de información en los modelos muchas veces conlleva a resultados del tipo "Price-puzzle", y con el modelo aplicado analizan los efectos dinámicos de la política monetaria sobre una serie de variables macroeconómicas.

Un aspecto adicional que dificulta la estimación empírica del sub-canal del crédito bancario consiste en el hecho de que el efecto neto de una variación de la tasa de interés de política monetaria puede afectar al crédito tanto por su componente de oferta como de demanda. Para aislar el componente de oferta, Carrera (2011) aplica una estrategia que consiste en la inclusión de variables instrumentales en un modelo de Data Panel, para controlar por componentes de demanda.

Por otra parte, algunos autores han señalado la posibilidad de que los efectos del choque de política monetaria operen de forma heterogénea, siendo afectados por las características de las instituciones financieras, de las empresas y de la estructura de mercado de los sistemas financieros. Dentro de las características de los bancos que afectan al canal de crédito, se pueden mencionar el tamaño de los bancos, su liquidez (Kashyap y Stein (2000), Carrera (2011)), su nivel de capitalización (Kashyap et al. (2000), Carrera (2011), Kishian y Opiela (2000)) y la existencia de restricciones de capital (Peek y Rosengren (1995)). En general, estos trabajos concluyen que los bancos con carteras de préstamos pequeños, menor grado de capitalización y mayor liquidez son más sensibles a los choques de política monetaria. De forma similar, se encuentra que los bancos sin restricciones de capital tienen una mayor capacidad de responder a choques de política monetaria. Una excepción a estos resultados es el trabajo de Gambacorta y Hyun (2016), quienes encuentran evidencia, a nivel bancario entre países, de que una mayor capitalización del sistema financiero se asocia a un mayor crecimiento del crédito, y que el mecanismo involucrado en el mayor crecimiento del crédito es el mayor costo de fondeo asociado a los bancos mejor capitalizados, lo cual resulta importante dado el papel del flujo de crédito en el mecanismo de transmisión de la política monetaria a la economía real.

Respecto a la estructura de mercado, se encuentra evidencia de que su concentración (Olivero, Li y Jeon (2009)) y grado de competencia (Hussain, Ahmad y Gee (2016)) tienen efectos directos sobre el canal de crédito. En términos generales, el incremento de la concentración y la menor competencia del mercado financiero tienden a debilitar el canal del crédito, encontrándose evidencia de que este efecto es más marcado para el caso de bancos grandes, bien capitalizados y muy líquidos.³

Las características de las empresas también desempeñan un papel importante en la fortaleza del canal del crédito. Por ejemplo, Christiano et al. (1996) encuentran que un choque contractivo de política monetaria provoca un

incremento del financiamiento al sector privado por espacio de un año para caer posteriormente, distinto al impacto sobre los hogares, los cuales no ajustan sus activos y pasivos financieros por varios trimestres. En el caso de las empresas, los autores razonan que este resultado contraintuitivo podría estar relacionado con una caída de las ventas minoristas, un incremento en los inventarios, y con obligaciones incurridas por las empresas, cuyos costos no son capaces de ajustar de forma inmediata, por lo que las empresas se ven obligadas a recurrir a financiamiento para cumplir con sus obligaciones. Al respecto, también identifican que el incremento de los fondos netos a través de las empresas coincide con una reducción temporal en los fondos netos por parte del gobierno.

Los autores encuentran evidencia adicional del rol de las características de las empresas, ya que la respuesta del crédito al sector privado varía al distinguir entre empresas y consumidores, y al diferenciar a las firmas por su tamaño. De acuerdo con los autores, el crédito a pequeñas empresas cae más que el crédito a grandes empresas posterior a un choque contractivo, lo que evidencia la importancia de las fricciones financieras en el mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Finalmente, se debe resaltar que la literatura que examina los mecanismos de transmisión en Guatemala es limitada. Para el caso de la región, se puede mencionar el trabajo de Medina, Carrion-Menéndez y Frantschek (2011), quienes miden el traspaso de la tasa de política monetaria a las tasas de mercado para la región CADR⁴ y encuentran que el traspaso existe pero es más débil y lento en estos países comparado con el del grupo LA6.⁵ De esta forma los autores sugieren que el mecanismo de transmisión podría fortalecerse incrementando la flexibilidad bancaria, y reduciendo la dolarización y la concentración bancaria. Posteriormente, Medina et al. (2011) concluyen que, para aumentar la efectividad de la política monetaria, se necesita reducir el exceso de liquidez del sistema bancario, generando una mayor confianza en las operaciones monetarias en los mercados.

Sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria para el caso particular de Guatemala, Blanco y Valle (2013) encuentran evidencia clara y significativa de la transmisión de la tasa de política monetaria hacia las tasas de interés nominales, pero no para las tasas de interés reales. Otros resultados que aportan sobre este aspecto, se encuentran en la asistencia técnica de Montiel (2015). En este trabajo, haciendo uso de modelos de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés) con datos mensuales para el período 2005 a

3 En este punto cabe resaltar también el trabajo de Mies, Morandé y Tapia (2002), quienes indican que existen dos mecanismos que explican la conexión entre las acciones de la política monetaria y el costo de financiamiento de las firmas, que son el canal de las hojas de balance y el canal de préstamos de la banca. En su trabajo los autores encuentran evidencia de una pérdida de la efectividad de la política monetaria, lo cual podría estar explicado por el desarrollo financiero y que a su vez implica una degradación del canal del crédito.

4 Economías de países no totalmente dolarizadas de la región: Guatemala, Costa Rica, República Dominicana, Honduras y Nicaragua.

5 Grupo comprendido por Chile, Colombia, Brasil, Perú, Uruguay y México.

2014 para Centro América, encuentra evidencia de que los efectos de los choques de política monetaria son significativos e intuitivos, no así para el caso de los efectos sobre el tipo de cambio. Este último resultado, indica el autor, puede ser consecuencia de dos motivos: por un lado, de que Guatemala mantiene una baja movilidad de capital de facto, a pesar de la apertura a capitales de *jure*; y, por otro lado, puede deberse a la intervención activa en el mercado cambiario del Banco de Guatemala, lo cual ha ocasionado una disipación en la respuesta del tipo de cambio ante cambios en la política monetaria. Finalmente, cabe mencionar el trabajo de Valle y Morales (2017), quienes se enfocan en el estudio de los canales de tasa de interés, remesas familiares y producción para analizar los efectos de la política monetaria estadounidense hacia las

economías centroamericanas en el contexto de las políticas monetarias no convencionales de la Reserva Federal, mediante modelos de Vectores Autorregresivos Estructurales con bloques de Exogeneidad, y concluyen que para la región, a diferencia del caso para otras regiones, el impacto de incrementos de la tasa de fondos federales serán positivos para estas economías vía el mayor crecimiento económico externo que las acompañará.

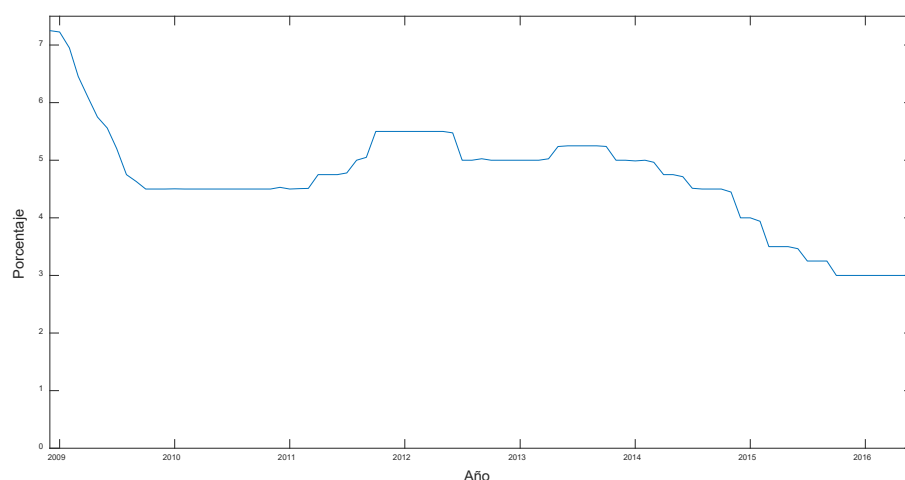
La siguiente sección presenta los hechos estilizados de la economía y el sistema financiero guatemalteco en el que se enmarca el presente trabajo de investigación.

3 Hechos estilizados

Esta sección tiene como objetivo describir, en términos generales, la política monetaria vigente en Guatemala y la evolución reciente de la tasa de interés y el crédito. La política monetaria, cambiaria y crediticia en la economía guatemalteca se ha fundamentado desde el año 2005 en un esquema de Metas Explícitas de Inflación (*Inflation targeting*, en inglés). Acorde con dicho esquema, la autoridad monetaria y el Banco de Guatemala establecen una meta explícita para la tasa de inflación y un horizonte temporal para su cumplimiento. A partir del 2013 dicha meta se ha fijado en 4.0% +/- 1 punto porcentual.

Para mejorar la efectividad del mecanismo de transmisión de la política monetaria, en el 2011 se estableció como tasa de interés líder de política monetaria a la tasa de depósitos a plazo de un día (*overnight*), en sustitución de la tasa de interés de repo de 1 a 7 días. Como consecuencia de este cambio, se ha logrado un manejo más eficiente de la liquidez en el sistema bancario. La evolución de la tasa de interés líder de política monetaria se muestra en la gráfica 1; como se observa en dicha gráfica, la tasa líder de política monetaria se ha mantenido en su nivel más bajo desde octubre del 2015 hasta la fecha en que se realiza este estudio.

Gráfica 1. Tasa de interés líder de política monetaria



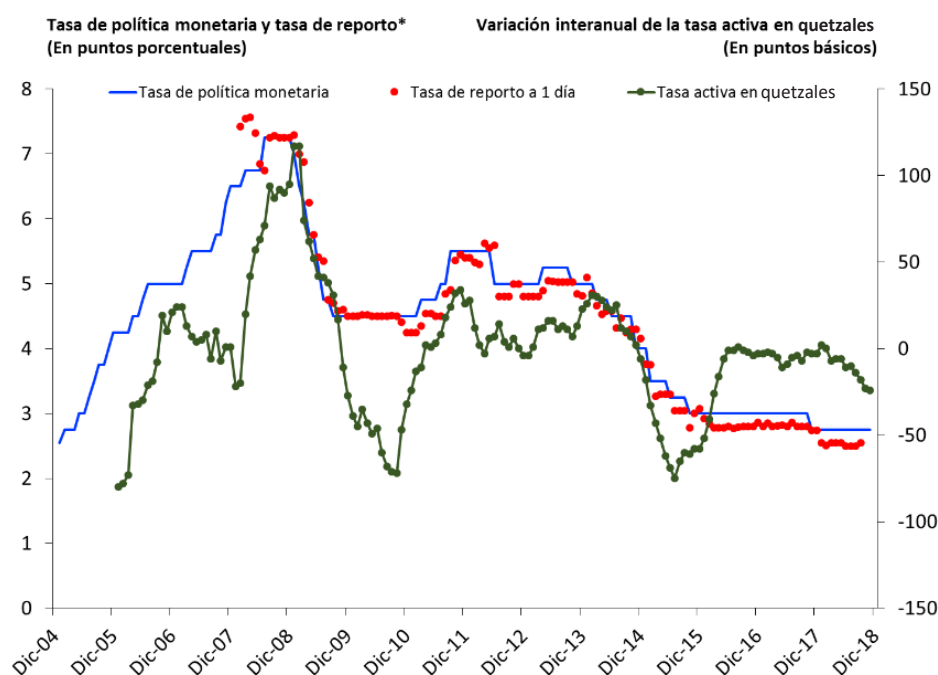
Fuente: Banco de Guatemala

La gráfica 2 muestra la relación entre la tasa de política monetaria y tasas de interés de distintos plazos. La gráfica muestra claramente que las tasas de corto plazo siguen muy de cerca a la tasa de política monetaria. La tasa de corto plazo se refiere al promedio ponderado de las operaciones interbancarias de reporto a 1 día en quetzales; excluyendo las operaciones realizadas con sociedades financieras; y es afectada indirectamente mediante las subastas de liquidez del Banco Central. En este sentido el Banco busca impactar en la curva total de rendimientos mediante las tasas de interés de corto plazo.

Para poder analizar el traspaso del movimiento en las tasas de corto plazo a tasas de mayor plazo, se debe tomar en consideración la estructura de plazos del saldo

de créditos en el sistema y la variabilidad usual de las tasas sobre préstamos concedidos. En el último caso la información indica que las principales categorías del crédito al comercio muestran muy baja variabilidad en las tasas sobre préstamos concedidos, a diferencia del caso de préstamos para el consumo. Asimismo, se debe indicar que las tasas de mayor plazo son afectadas adicionalmente por el comportamiento de otras variables de mercado que afectan la oferta y demanda de crédito (e.g., el nivel de liquidez en el sistema, la percepción de riesgo de los distintos activos crediticios y el precio de bienes sustitutos desde la perspectiva de los bancos, tales como los títulos de inversión en bonos del Gobierno Central). Sin embargo, la gráfica 2 evidencia cierta relación entre las tasas de mediano y largo plazo.

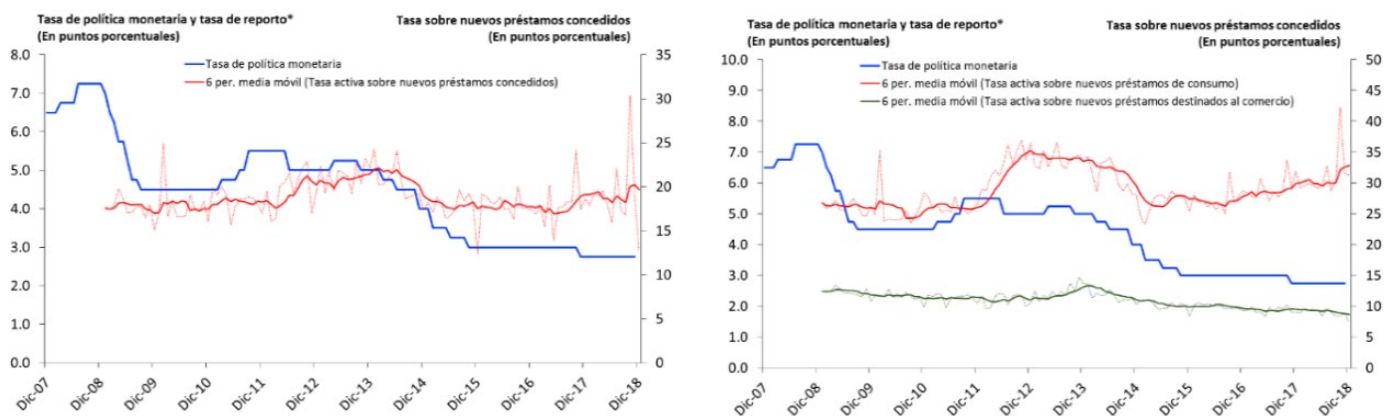
Gráfica 2. Tasa de política y tasas de mercado



(*) Se refiere a la tasa promedio ponderado de operaciones de reporto a 1 día en quetzales, excluyendo las operaciones que no son entre bancos. Tasa de reportos con información a septiembre de 2018. Resto de variables con información a noviembre de 2018.

Fuente: Banco de Guatemala

Esta relación también puede ser apreciada al considerar únicamente las tasas sobre créditos nuevos. La gráfica 3 muestra una respuesta sobre variaciones de la tasa de política monetaria, si bien esta difiere por el tipo de crédito concedido. En este sentido la gráfica muestra que el préstamo al consumo exhibe una mayor respuesta a variaciones en la tasa de política monetaria.

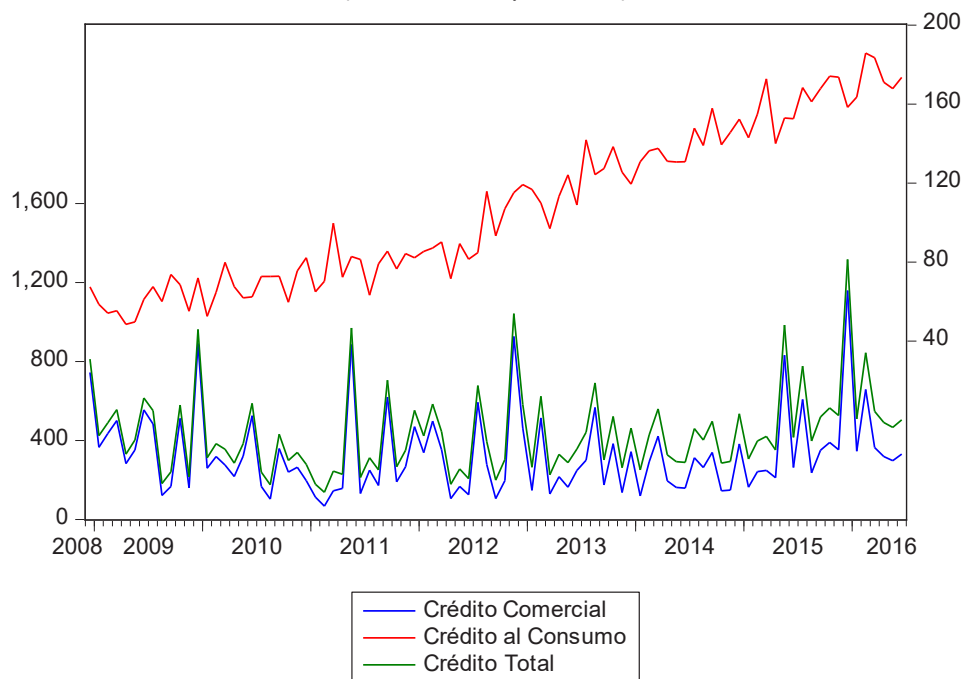
Gráfica 3. Tasa de política y tasas de mercado sobre nuevos préstamos

Fuente: Banco de Guatemala

Por su parte los montos del crédito en moneda nacional (quetzales), tanto total como consumo y comercial se presentan en la gráfica 4. En la gráfica se evidencia que los montos del crédito al consumo han tenido una dinámica alcista en el período del 2008 al 2016 y con volatilidad moderada, sin embargo, para el crédito comercial y el total, su dinámica ha sido de más bien estacionaria, pero con volatilidades más altas y con algunos picos importantes.

Gráfica 4. Sistema Bancario – Cartera de Créditos por tipo

Período: diciembre de 2008 a junio de 2016
(Millones de quetzales)



Fuente: Banco de Guatemala

En los siguientes dos apartados se abordarán tanto la transmisión de tasa de política monetaria hacia las distintas tasas de mercado, así como la estimación del canal del crédito para la economía guatemalteca.

4

Efectos agregados de un choque de política monetaria

Previo al estudio del canal de transmisión de la política monetaria a nivel micro, resulta pertinente reexaminar la evidencia a nivel macroeconómico, dada la posibilidad de que estimaciones anteriores del efecto de choques de política monetaria sean sesgadas. Esta posibilidad es consecuencia de que el comportamiento histórico observado de las variables financieras de crédito y tasas de interés es una mezcla de su respuesta a choques de política monetaria a la vez que de otros choques estructurales. El objetivo de esta sección, consecuentemente, consiste en aislar apropiadamente el choque de política monetaria para así estimar la respuesta de las variables financieras pertinentes; es decir, el volumen de nuevos créditos y las tasas de interés a las que los mismos se conceden.

4.1 Método

Para aislar el efecto de un choque de política monetaria se debe tener en consideración que, tanto el instrumento de política como las variables financieras, responden contemporáneamente al comportamiento de una serie de variables, pudiendo ser estas últimas endógenas y exógenas. En este sentido, Christiano, Eichenbaum y Evans (1996) postulan que el hacedor de política considera la evolución de un conjunto de variables al establecer el valor de su instrumento de política, y que esto lo lleva a cabo de acuerdo con una regla bien establecida. Bajo este contexto, el choque de política monetaria se define como el término de error en una ecuación de regresión de la forma siguiente:

$$s_t = \psi(\Omega_t) + \sigma \epsilon_{st} \quad (1)$$

Donde S_t es el instrumento de política; ψ es una función lineal; Ω_t es el conjunto de información relevante y disponible al hacedor de política al establecer S_t ; σ es un número positivo; y ϵ_{st} es un choque no serialmente correlacionado que es ortogonal a los elementos de Ω_t y posee varianza unitaria. De esta forma el choque de política monetaria es interpretado como una variación no anticipada del instrumento de política, donde dicha variación no afecta contemporáneamente a las variables contenidas en el conjunto Ω . En nuestro caso particular, en el conjunto Ω incluimos variables de actividad económica y precios.

Esta definición del choque de política monetaria resulta conveniente puesto que la ecuación (1) puede ser estimada mediante la i -ésimo renglón de un modelo VAR estructural identificado de forma recursiva, donde los renglones 1 a $i - 1$ contienen las ecuaciones de las variables contenidas en Ω . Adicionalmente, Christiano, Eichenbaum y Evans (1999) muestran que el choque de

política así identificado es invariante al ordenamiento relativo de las variables de Ω , siendo solamente necesario el que estas se encuentren posicionadas antes que la variable-instrumento de política en el modelo VAR estructural. Finalmente, este esquema de identificación resulta conveniente por permitir restimar el modelo para cada variable de la cual se examina la respuesta al choque de política monetaria, aspecto importante por el carácter limitado de la información disponible para nuestro caso particular. Esta última variable es posicionada posterior a la posición de la variable-instrumento de política.

Para nuestro caso de Guatemala —el de una economía pequeña y abierta— se espera que, si el choque de política monetaria ha sido bien identificado, ante un choque contractivo de esta naturaleza se observe una respuesta negativa de la actividad económica y de los precios y una apreciación del tipo de cambio nominal. En este sentido se incluye en los modelos una serie de variables exógenas que permiten la correcta identificación del choque de política monetaria.

Para evitar una respuesta contraintuitiva de los precios se incluye la variable del Precio del Petróleo. Con el fin de evitar una depreciación del tipo de cambio nominal, se racionaliza que este es consecuencia del influjo de inversión externa que procede a un incremento del *spread* de tasas de corto plazo. Este cambio en el *spread* puede responder a variaciones en la tasa interna o externa, y en este último caso, la variación de la tasa externa puede ser anticipada o no.

La variación anticipada de la tasa de interés externa puede ser resultado de las expectativas del desempeño económico futuro de la economía externa. Si la autoridad monetaria local anticipa un influjo de inversión, puede responder de forma contemporánea, provocando una depreciación inmediata del tipo de cambio. De forma similar a Cormun y De Leo (2017), consideramos que la depreciación del tipo de cambio observada ante

un choque de política monetaria observada para economías en desarrollo, como está documentado en Hnatkovska, Lahiri y Vegh (2010), resulta de un escenario de este tipo. Para controlar por esta posibilidad, incluimos las variables de influjo de capitales y tipo de cambio nominal en los modelos estimados en posiciones posteriores al instrumento de política, y dentro de las variables exógenas incluimos la tasa externa (la cual afecta el *spread* de tasas de corto plazo) y la variación de un índice de volatilidad implícita del mercado externo (el cual refleja información sobre el desempeño futuro esperado de la economía externa y que por tanto resulta útil para controlar por variaciones anticipadas de la tasa externa).

Los modelos que estimamos son de la forma:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{\ell=1}^L A_{\ell} \mathbf{y}_{t-\ell} + B \mathbf{z}_t + \mathbf{u}_t, \mathbf{u}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_u) \forall t \quad (2)$$

4.2. Datos

Los modelos estimados utilizan información en frecuencia mensual, con información del periodo enero 2009 a diciembre 2017. Las series fueron desestacionalizadas utilizando el método Census X-12 cuando resultó apropiado. Todas las series se trabajan en niveles a excepción del VIX, del cual se utiliza la serie diferenciada, y se emplea el logaritmo de la variable excepto cuando se trata de tasas de interés.

Dentro de la función de reacción del Banco de Guatemala se incluyen proxis para la actividad económica y el nivel de precios. Para aproximar la actividad económica, se utiliza el Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE) calculado por el Banco de Guatemala. Los precios son aproximados por el Índice de Precios al Consumidor (IPC), estimado por el Instituto Nacional de Estadística.

El instrumento de política es la Tasa de Interés Líder de Política Monetaria promedio del mes, la cual es fijada por la Junta Monetaria. El flujo de inversión bruta es el rubro de Compras por Inversiones en la Balanza Cambiaria publicada por el Banco de Guatemala.

Como se indicó, para depurar la identificación del choque de política monetaria, se examina la respuesta del tipo de cambio nominal, vía el influjo de inversión que provoca la variación del *spread* en tasas de corto plazo. En este sentido, como información para el tipo de cambio se emplea al

Donde $\mathbf{y}_t$ es el vector de variables endógenas que incluye primero a las variables de Ω , posteriormente al instrumento de política s_t , seguido del influjo de capitales y del tipo de cambio nominal, y finalmente la variable financiera de interés; la cual puede ser una de las siguientes: crédito nuevo al sector privado total, para el consumo o para el comercio, tasa de interés promedio del crédito nuevo al sector privado total, para el consumo o para el comercio. También en (2), $\boldsymbol{\mu}$ es un vector de dimensión apropiada de constantes, $\mathbf{u}_t$ son los residuos del modelo con media 0 y matriz de dispersión $\boldsymbol{\Sigma}_u$, A_{ℓ} y B son matrices de coeficientes de dimensiones apropiadas, y $\mathbf{z}_t$ es el vector de variables exógenas del modelo.⁶ El número de rezagos de cada modelo se elige utilizando el Criterio Bayesiano de Schwarz, y de acuerdo a lo discutido anteriormente, la identificación del mismo se lleva a cabo aplicando una descomposición de Choleski a $\boldsymbol{\Sigma}_u$.

Tipo de Cambio de Referencia en moneda nacional respecto a dólares de los Estados Unidos de América (US\$), publicado por el Banco de Guatemala, por lo que una variación positiva implica una depreciación del mismo. La información del influjo de inversiones corresponde al rubro de Inversiones de Capital Privado en la sección de Compras de la Balanza Cambiaria.

Las variables financieras de estudio incluyen créditos nuevos y tasas de interés sobre créditos nuevos. La información de créditos y tasas de interés es provista por la Superintendencia de Bancos.

Como variables exógenas se incluye el precio del petróleo para corregir el *Price Puzzle*, e información de la tasa externa, un índice de volatilidad implícita del mercado de los EE. UU. para aproximar variaciones anticipadas de la tasa externa y flujo de remesas para corregir el *Exchange Rate Response Puzzle*. El precio de petróleo es el promedio mensual del West Texas Intermediate (WTI) en US\$/barril. La tasa externa es el promedio mensual de la Tasa Efectiva de los Fondos Federales publicada por el Banco de la Reserva Federal de St. Louis. Como valor mensual del índice VIX se utiliza el valor máximo del mes. La información de remesas es publicada por el Banco de Guatemala en la sección de la Balanza de Pagos.

6 Para no afectar innecesariamente los grados de libertad, se impone restricción de 0 a los elementos de la matriz B para los que se considera pertinente. Ver Anexos para más información.

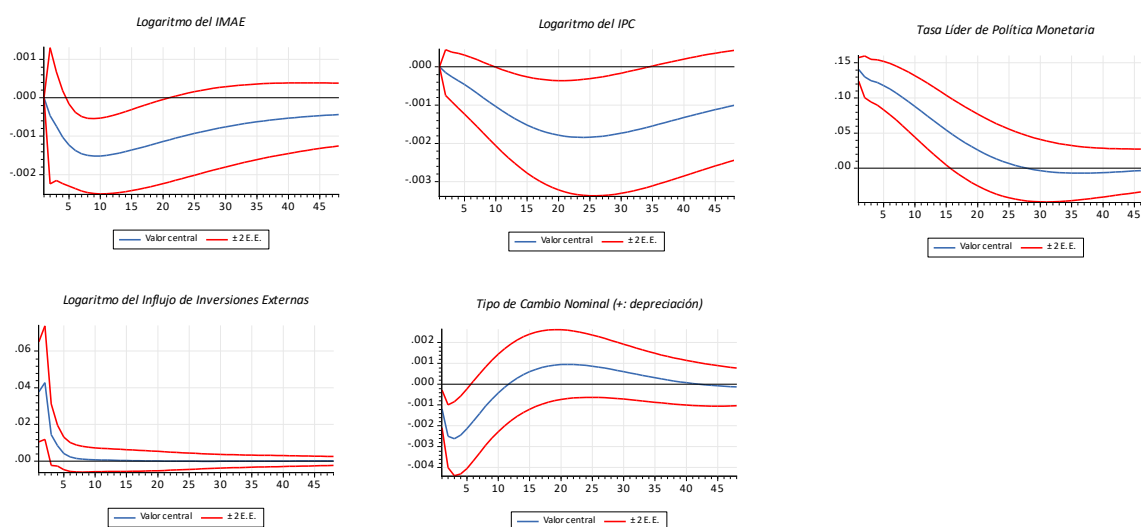
4.3 Resultados

Los resultados presentados en la gráfica 5 son consistentes con la teoría económica y estadísticamente significativos, por lo que los mismos sugieren que el choque de política monetaria ha sido apropiadamente identificado. De acuerdo a la misma gráfica, ante un choque contractivo de política la actividad económica y los precios se desaceleran y el flujo de inversiones externas hacia el país incrementa por espacio de un mes, con un impacto inicial aproximado del 4%. Como consecuencia, el tipo de cambio se aprecia a partir del primer y hasta el quinto mes, con una apreciación máxima de cerca del 0.25% (cerca de 2 centavos de quetzal por US\$). En términos prácticos, el efecto estimado del choque de política monetaria sobre el tipo de cambio es pequeño, explicando únicamente cerca del 7% de la varianza de error de pronóstico de esta última variable.

Por otro lado también se encuentra evidencia de un traspaso hacia las tasas de interés de mayor plazo, de acuerdo a la gráfica 6. En todos los casos se aprecia que, ante un incremento de la tasa de interés líder de política monetaria de aproximadamente 14 puntos básicos, las tasas de interés de créditos totales, para el consumo y para el comercio tienen respuestas de aproximadamente 18, 36 y 10 puntos básicos, respectivamente; siendo los resultados estadísticamente

significativos. En el caso de la respuesta de créditos nuevos concedidos, sin embargo, los resultados tienen la respuesta cualitativamente esperada en dos de los casos, pero sin ser estadísticamente significativos en ninguno de ellos. Una posible explicación para este resultado podría consistir en el hecho de que la demanda por financiamiento de las empresas podría ser muy inelástica en Guatemala. Esto sería consecuencia de que las fuentes de financiamiento para las empresas son limitadas, por un lado, y de que es posible que las empresas se enfrenten a la dificultad de que sus pasivos de largo plazo no se pueden reajustar al enfrentarse a cambios en las tasas de interés de los créditos, por lo que las necesidades de financiamiento serían altamente inflexibles, donde resulta pertinente mencionar que la suma del crédito empresarial mayor y menor constituye una fracción muy importante del crédito para comercio (en el periodo de estudio, cerca del 90%). No obstante, también se debe considerar la posibilidad de que la respuesta del crédito a choques de política monetaria sea heterogénea de acuerdo a ciertas características de los bancos (por ejemplo, su tamaño, liquidez, mercado objetivo, etc.), lo que afectaría la significancia estadística de las estimaciones anteriores, posibilidad que se explora posteriormente en este trabajo.

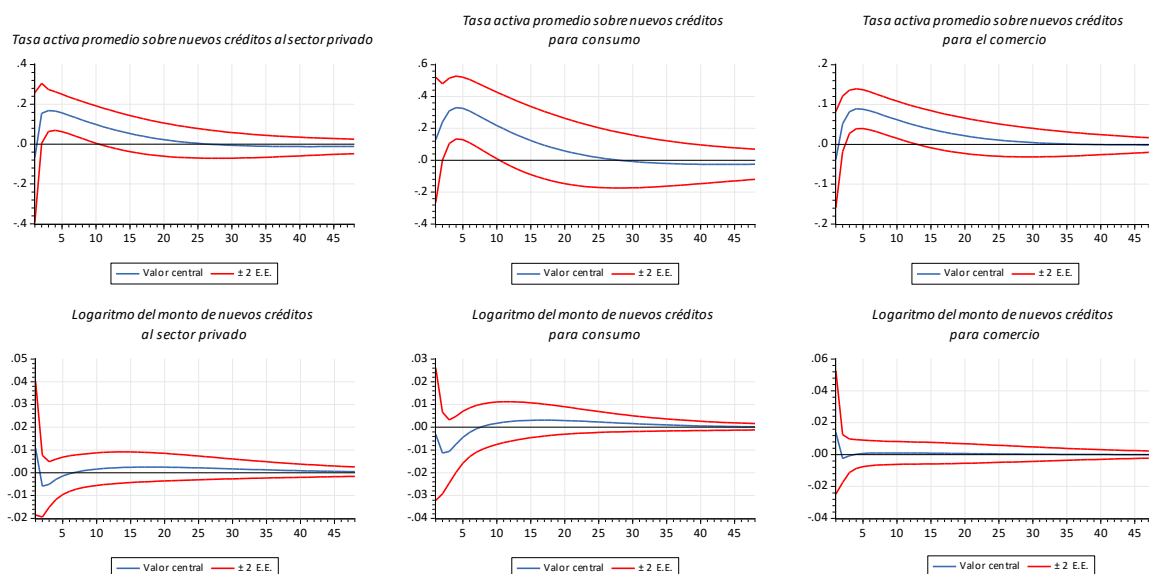
Gráfica 5. Respuesta de variables macroeconómicas selectas a un choque de política monetaria



Nota: se reporta resultados obtenidos con modelo estimado con información para el periodo enero 2001 - diciembre 2017.



Gráfica 6. Respuesta de variables financieras selectas a un choque de política monetaria



Nota: se reporta resultados obtenidos con modelo estimado con información para el periodo enero 2009 - diciembre 2017.

5

Transmisión de tasa de política hacia tasas de interés de mercado

5.1. Método

En este trabajo de investigación se utilizaron dos técnicas econométricas para indagar sobre la transmisión de la política a nivel microeconómico. La primera de ellas es la metodología Panel VAR (vectores autorregresivos en panel), y la segunda es la de datos de panel dinámicos, que se aborda en el siguiente apartado.

En esta primera metodología, el panel VAR mezcla las bondades de los modelos VAR tratando todas las variables como endógenas e interdependientes, con las de la metodología de datos de panel,⁷ lo cual permite la heterogeneidad no observada de los individuos. En los modelos se utilizan dos tasas como tasa de interés de política: la tasa de interés de política y la tasa de interés de reportos *overnight* y tasas de interés de mercado (Crédito total y Crédito de Consumo).

El modelo a utilizar para esta técnica, se basa en la metodología de Abrigo y Love (2015) que siguen a Love y Zicchino (2006), la cual también se utiliza en el trabajo de Morales y Valle (2015), y es como sigue:

$$Z_{it} = Z_{it-1}A_1 + Z_{it-2}A_2 + \dots + Z_{it-p+1}A_{p-1} + Z_{it-p}A_p + u_{it} + e_{it} \quad (3)$$

⁷ Conjunto de datos que combinan las series de tiempo con la dimensión transversal de los mismos.

Donde Z_{it} es un vector de dos variables $Z_{it} \in \{i_{política}; i_{mercado}\}$, que son las tasas de política monetaria y las tasas de mercado. El subíndice "i" corresponde a cada banco, donde $i \in \{1, \dots, 18\}$ y el subíndice "t" corresponde a la unidad temporal donde $t \in \{1, \dots, 66\}$. Además u_{it} y e_{it} son vectores de (1×2) de los efectos fijos de las variables dependientes y los errores idiosincráticos, respectivamente. En la ecuación (3), los parámetros a estimar son $A_1, A_2, \dots, A_{p-1}, A_p$. Se asume además que las innovaciones cumplen con las características de un proceso de ruido blanco.

Las estimaciones de este modelo se hicieron con el paquete de programas de Michael Abrigo e Inessa Love (2016) aplicados para panel VAR en Stata. Dado que, al momento de introducir los efectos fijos, estos están correlacionados con las variables regresoras debido a los rezagos de las variables dependientes, se remueven dichos efectos fijos del panel (ver Arellano y Bover, 1995), específicamente utilizando la primera diferencia.

Las funciones impulso respuesta se obtuvieron de los coeficientes VAR estimados, y su error estándar se genera a través de los intervalos de confianza (usando aproximaciones gaussianas al 95%) obtenidos con 500 simulaciones del tipo Montecarlo. Las funciones impulso-respuesta (IRF) ortogonales están basadas en la descomposición de Cholesky. Se utiliza un orden causal como sigue, primero la tasa de política monetaria y luego la tasa de crédito bancario, lo que se traduce en que la tasa de política monetaria es la más exógena.

El número de rezagos "k" utilizados en cada modelo se determina utilizando el criterio de selección de momentos para modelos GMM (MMSC, por sus siglas en inglés), propuesto por Andrews y Lu (2001), basado en el estadístico-J, tal y como lo indican Abrigo y Love en su trabajo.

Cada uno de los modelos Panel VAR que se estiman fueron probados en sus condiciones dinámicas y se verifica su estabilidad, descartándose aquellos modelos con raíces dentro del círculo unitario de estabilidad.

Adicionalmente en cada modelo se verifica la causalidad en el sentido de Granger, con ello se determina cuál es el sentido de causalidad en las variables que se relacionan en los modelos.

5.2. Datos

Para las estimaciones con esta metodología, la muestra está compuesta de 66 meses correspondientes al periodo de enero 2011 a junio 2016, con los 18 bancos del sistema bancario de Guatemala.

Las tasas de interés que se aproximan a la de política monetaria son la tasa de política monetaria que establece el Banco de Guatemala (denominada en el trabajo como "i_pol") y la tasa *overnight* o tasa de interés de un día (denominada en el trabajo como "*overnight*"). Estas tasas no tienen ninguna transformación en los modelos.

Para las tasas de mercado se utilizan la tasa de crédito total (denominada en el trabajo como "t_cred_tot") y la tasa de crédito de consumo (denominada como "t_cred_cons"), y a estas tampoco se les aplica ninguna transformación.

Para el caso de la economía guatemalteca, en el periodo evaluado, para los dieciocho bancos se realiza una clasificación en cuanto a su tamaño, calculada como la razón del activo total de cada banco a los activos totales de sistema financiero. La clasificación sigue la siguiente distribución:

Si tamaño $\geq 10\%$ => Banco Grande
Si $2\% < \text{tamaño} < 10\%$ => Banco Mediano
Si tamaño $\leq 2\%$ => Banco Pequeño

5.3. Resultados

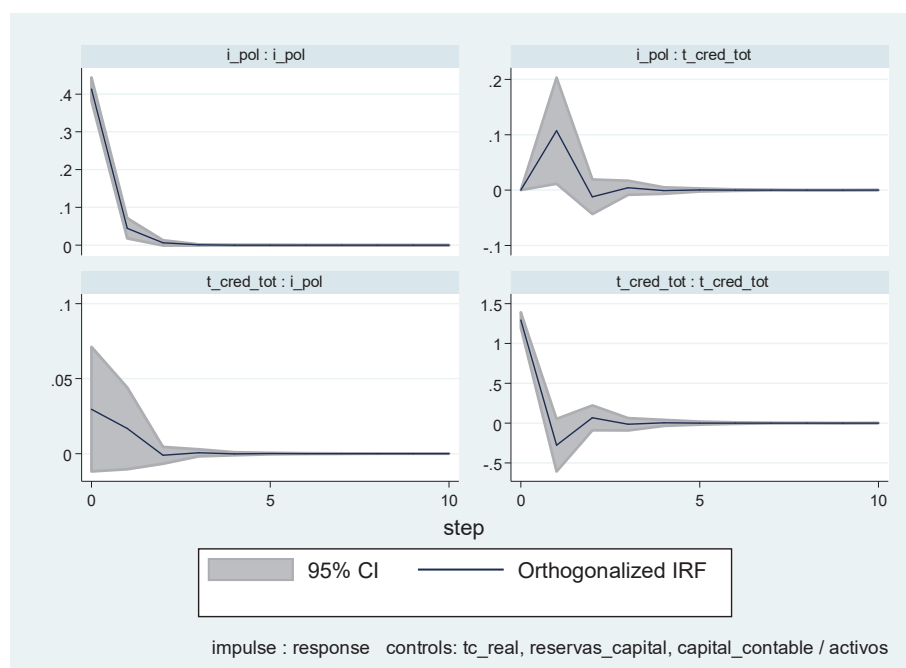
Se estimó un modelo panel VAR con efectos fijos con un rezago, para determinar mediante las funciones impulso - respuesta, y las pruebas de causalidad de Granger, la existencia de una relación entre las tasas de interés de política y *overnight* hacia las tasas de interés de crédito de mercado. Para ello se utilizaron variables de control financieras y macroeconómicas, las cuales se consideraron como exógenas, con el fin de evitar el sesgo por variables omitidas. Se encontró evidencia empírica únicamente en el caso de los bancos medianos.

El principal objetivo de la estimación del modelo panel VAR es poder encontrar una relación de causalidad entre las tasas de interés de política y *overnight* hacia las tasas de interés de crédito de mercado. En el cuerpo del trabajo se presenta el mejor modelo Panel VAR obtenido con variables de control, mientras que en el Anexo 1 (gráficas 11 y 12) se muestra el modelo sin controles, iniciando con el crédito total.

Crédito total: Inicialmente se muestra en la gráfica 7 la interacción entre la tasa de interés de crédito total y tasa de política monetaria para el caso de bancos medianos, utilizando como variables de control: el tipo de cambio real (tc_real), las reservas de capital ($reservas_capital$) y el ratio capital contable sobre activos ($capital_contable/activos$).

Como se puede apreciar en la gráfica 7, se encontró evidencia empírica de la respuesta de la tasa de interés del crédito total ante un choque positivo de la tasa de interés de política. Específicamente, ante un choque positivo de un punto porcentual de la tasa de interés de política, se genera un incremento de aproximadamente 0.11 puntos porcentuales en la tasa de interés de crédito total. La respuesta es estadísticamente significativa al 5% hasta aproximadamente el segundo trimestre, convergiendo aproximadamente en el cuarto trimestre.

Gráfico 7. Modelo Panel VAR de la tasa de interés de política y la tasa de crédito total (Bancos medianos)



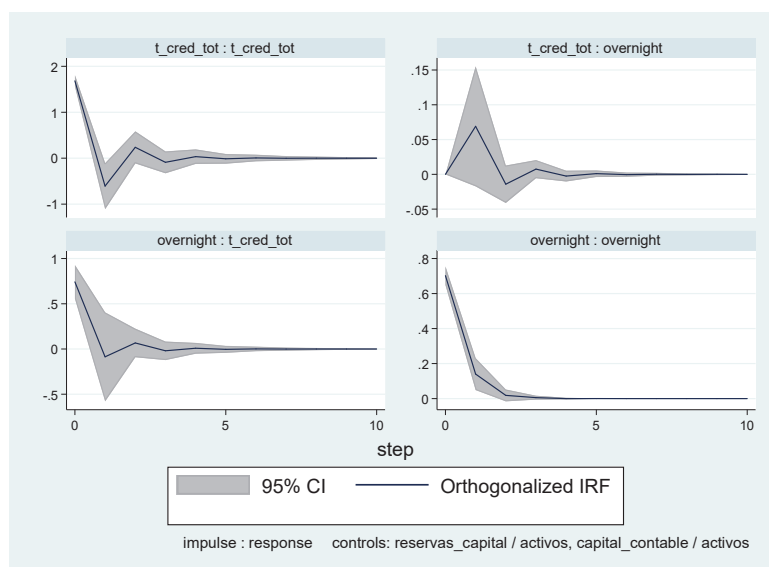
En el Anexo 1 (gráfica 11) se puede apreciar que, en el modelo sin controles, la respuesta de la tasa de interés de crédito total es también estadísticamente significativa al 5%, alcanzando un valor máximo de 0.18 puntos porcentuales en el segundo trimestre, y regresando a su estado estacionario aproximadamente en el sexto trimestre.

Seguidamente, en la gráfica 8, se muestra la interacción entre la tasa de interés *overnight* y la tasa de interés del crédito total, controlando la interrelación de las variables con: ratio de reservas de capital sobre activos, y ratio de capital sobre activos.

De igual forma se puede apreciar que existe una respuesta positiva y estadísticamente significativa al 5% de la tasa de interés de crédito total ante un impulso en la tasa de interés *overnight*. Ante un choque de 1 punto porcentual en la tasa de interés *overnight*, se obtiene una respuesta significativa de aproximadamente 0.70 puntos porcentuales en la tasa de crédito total en el segundo trimestre, convergiendo a su estado estacionario aproximadamente en el sexto trimestre.

Además, en el Anexo 1 (gráfico 9), se muestran las funciones impulso respuesta del modelo sin controles. Como se puede observar, los resultados son bastante similares. Existe una respuesta positiva y estadísticamente significativa de la tasa de interés de crédito total ante un choque en la tasa de interés *overnight*, de aproximadamente 0.68 puntos porcentuales, alcanzando su máximo aproximadamente en el segundo trimestre, y convergiendo aproximadamente en el cuarto trimestre.

Gráfico 8. Modelo Panel VAR de la tasa de interés *overnight* y la tasa de crédito total (Bancos medianos)

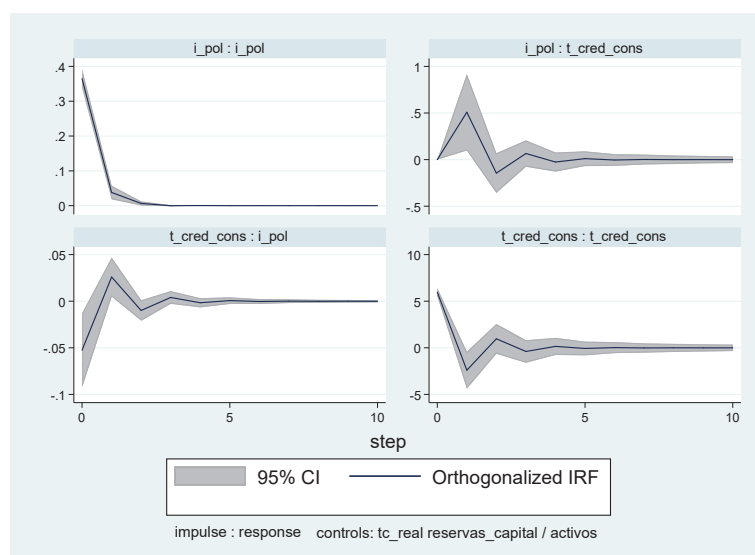


Fuente: Estimación propia de los autores.

Crédito de consumo: Inicialmente se estima la relación entre la tasa de interés de política y la tasa de interés de crédito de consumo, utilizando como variables de control el tipo de cambio real y el ratio de reservas de capital sobre activos, mostrando las funciones de impulso respuesta en el siguiente gráfico.

Se encontró evidencia empírica de una respuesta positiva y estadísticamente significativa al 5% de la tasa de interés de crédito de consumo ante un choque positivo en la tasa de interés de política, con magnitud aproximada de 0.51 puntos porcentuales. Además, la tasa de crédito de consumo converge a su estado estacionario aproximadamente en seis trimestres.

Gráfico 9. Modelo Panel VAR de la tasa de interés de política y la tasa de crédito de consumo (Bancos medianos)



Fuente: Estimación propia de los autores.

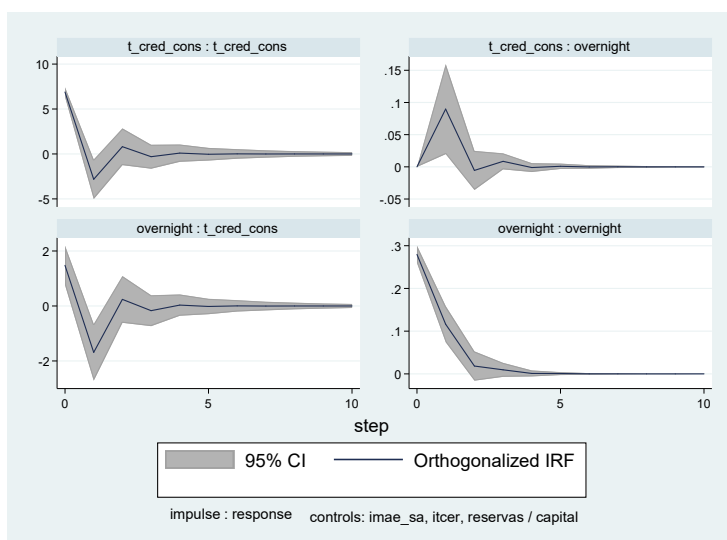
En el Anexo 1 (gráfico 11) se puede apreciar una relación similar entre la tasa de interés de política y la tasa de interés de crédito de consumo, sin considerar variables de control. Ante un choque de 1 punto porcentual en la tasa de interés de política, se produce una respuesta de aproximadamente 0.60 puntos porcentuales en la tasa de interés de crédito de consumo, siendo la misma significativa hasta aproximadamente el segundo trimestre.

Seguidamente se estimó un modelo panel VAR entre la tasa de interés *overnight* y la tasa de crédito de consumo, utilizando como variables de control el índice de medición de la actividad económica (IMAE), el índice de tipo de cambio de equilibrio real (ITCER), y el ratio de reservas sobre capital, mostrando las funciones de impulso respuesta en el gráfico 10.

Se encontró evidencia empírica estadísticamente significativa al 5% entre las variables. La tasa de interés de crédito de consumo responde positivamente en aproximadamente 0.08 puntos porcentuales ante un incremento de 1 punto porcentual de la tasa de interés de crédito de consumo, la cual es significativamente hasta aproximadamente el segundo trimestre. La tasa de interés de crédito de consumo converge a su estado estacionario aproximadamente en el cuarto trimestre.

En el Anexo 1 (gráfico 12) se pueden apreciar en las funciones impulso respuesta que no se encuentra una respuesta estadísticamente significativa de la tasa de interés de crédito de consumo ante un choque en la tasa de interés *overnight*.

Gráfico 10. Modelo Panel VAR de la tasa de interés *overnight* y la tasa de crédito de consumo (Bancos medianos)



Fuente: Estimación propia de los autores.

Adicionalmente se realizaron pruebas de causalidad de Granger, encontrándose evidencia empírica de transmisión únicamente entre la tasa de interés de política y la tasa de interés *overnight* hacia la tasa de interés de crédito de consumo, las cuales se muestran en el Anexo 2 (tablas 1 y 2).

En suma se encontró evidencia empírica del canal del crédito únicamente en los bancos medianos del sistema bancario. En el siguiente apartado se estima el canal del crédito para Guatemala, utilizando un modelo de paneles dinámicos.

6 | Estimación del canal del crédito

6.1. Método

Esta metodología de Paneles Dinámicos sigue de cerca el trabajo de Carrera (2011), donde la aproximación empírica es como sigue:

$$C_{i,t} = \sum_{j=0}^K \alpha_j C_{i,t-j} + \sum_{j=0}^K \beta_j m_{i,t-j} + \gamma_j b_{i,t-1} + \sum_{j=0}^K \delta_j b_{i,t-j} I_{i,t-1} + u_{it} \quad (4)$$

Donde $C_{i,t}$ es el crecimiento intermensual de los créditos (totales, comerciales y de consumo), $m_{i,t}$ es el vector de variables macroeconómicas de la economía guatemalteca {PIB, tipo de cambio real}, $b_{i,t}$ es el vector que explica las características de los bancos del sistema {liquidez, tamaño, capitalización}, $I_{i,t}$ representa la tasa de interés interbancaria (pudiendo ser la tasa de política monetaria, la tasa de reporto de 1 a 7 días, o la tasa *overnight*). El vector u_{it} contiene los términos de error y K es el número de rezagos.

Utilizando esta metodología, lo que se analiza es la oferta de crédito, y lo que se espera observar es que, ante cambios en la tasa de interés interbancaria, esta tenga efectos sobre la oferta de préstamos bancarios, ya sea para el consumo, para el sector comercial, o en total. La hipótesis a comprobar es que, ante un aumento de la tasa de interés interbancaria, esto tenga un efecto negativo en los créditos bancarios otorgados.

Por medio de las variables macroeconómicas se espera observar el efecto sobre la demanda (aunque la medición de este efecto quedará subordinada por el efecto de lado de la oferta, para nuestro análisis). Para tener datos de manera mensual del producto en Guatemala, se utiliza el IMAE (Índice Mensual de la Actividad Económica). Respecto a la demanda, se espera observar que ante un aumento de la tasa de interés interbancaria el efecto sobre la demanda sea negativa, dado que es más rentable tener el dinero en los bancos del sistema que en proyectos en la economía.

Dado que se cuenta con “i” individuos (o bancos) para diferentes “t” años, la técnica a utilizar para estimar los parámetros es de paneles dinámicos y el método de estimación GMM (*Generalized Methods of Moments*) de Arellano y Bond (1991). Con este método, dado la inclusión de rezagos de la variable dependiente como instrumentos, los estimadores son insesgados, eficientes y consistentes. En tanto que en la estimación con mínimos cuadrados se pierde la propiedad de consistencia.

El número de rezagos de los modelos fue determinado utilizando la prueba de Wald⁸ para hipótesis no lineales, y el valor total de cada coeficiente se calculó sumando el valor de los rezagos de las variables en análisis.

6.2. Datos

Las variables utilizadas serán del tipo: variables del crédito de mercado, variables de tasas de interés de política monetaria, variables que representen las características de los bancos del sistema bancario guatemalteco, y variables del sector real de la economía.

Todos los datos para estas estimaciones se encuentran disponibles en la página web del Banco de Guatemala, de la Superintendencia de Bancos de Guatemala y de la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA).

En lo que concierne a la variable dependiente “crédito”, esta queda representada por tres tipos de crédito: crédito comercial, crédito de consumo y crédito total (la cual es la suma de las dos anteriores). Respecto a las variables de

8 Wald (1943), una de las pruebas más utilizadas en microeconometría.

las tasas de interés de política monetaria o similares, se utilizan la tasa de política monetaria del Banco Central, la tasa de reporto de 1 a 7 días, y la tasa de interés *overnight* (o de 1 día).

De las variables que representan a las características de los bancos, se utilizan las variables: tamaño, liquidez y capitalización. La primera variable (tamaño) está calculada como la razón del activo total de cada banco a los activos totales de sistema financiero. La segunda variable, liquidez, se calcula como la razón de disponibilidades a obligaciones depositarias más obligaciones financieras. La tercera variable, capitalización, se calcula como la razón capital contable como proporción del activo total de cada banco.

Respecto a la característica “tamaño”, al igual que en la anterior metodología, se clasifican en función del tamaño del banco (grande, mediano y pequeño) apegado al mismo criterio.

Por último, respecto a las variables del sector real de la economía guatemalteca, se utilizan la aproximación mensual de PIB, la cual queda representada por el IMAE, y el Tipo de Cambio Real, el cual queda representado por el Índice de Tipo de Cambio Efectivo Real (ITCER).

La muestra de datos abarca el periodo de enero 2010 a junio de 2016, con datos mensuales. Las variables son transformadas con aplicación de logaritmos a las variables de crédito y a las variables del sector real de economía (IMAE y Tipo de cambio real).

6.3. Resultados

Para este modelo, los resultados estimados con la ecuación (4), se presentan en las tablas 3, 4 y 5 del Anexo 3, en donde se presentan los modelos seleccionados.

Para separar los efectos de la demanda y oferta, la literatura indica evaluar las respuestas de la oferta de créditos por parte de los bancos, antes choques de política monetaria. La heterogeneidad de esas respuestas se captura en este trabajo a través de las características de los bancos (liquidez, tamaño y capitalización), y los choques de demanda se controlan por medio de las variables macroeconómicas incluidas (IMAE, tipo de cambio real). Los choques de política monetaria en este trabajo se caracterizan por cambios en la tasa de política monetaria (tasa de política monetaria, tasa de reporto, tasa de interés *overnight*). Iniciando con la tasa de política monetaria, se observa que, ante aumentos o choques positivos en la tasa de política monetaria, se observa un coeficiente negativo y significativo, lo cual es lo esperado en la comprobación del canal del crédito (ver tabla 3).

En los resultados se pudo comprobar dicha relación únicamente en el crédito comercial, para el sistema bancario en general y para seis y doce rezagos, lo cual resulta interesante en el hecho de que la respuesta no es tan inmediata. Particularmente para este caso se observa que este canal está activo para el sistema bancario con las características de liquidez y capitalización, donde tal y como lo indica (Carrera, 2011), la relación entre la tasa de interés y las características debe ser positiva para la existencia de un canal del crédito operando.

Respecto a la tasa de interés de reporto, no se observa de manera tan clara el poder de la política monetaria para afectar los créditos bancarios, sin embargo, de este análisis cabe destacar que los efectos de demanda que se logran capturar por medio de las variables macroeconómicas, sí son los esperados y significativos. Particularmente la actividad económica, medida por el IMAE, tiene el signo esperado positivo y significativo, y además es consistente a través de todas las estimaciones presentadas, con los distintos números de rezagos y para los dos tipos de créditos bancarios (comercial y consumo).

Analizando la tasa de interés *overnight* (la de más corto plazo), se observa que la política monetaria sí tiene efecto sobre la oferta de crédito, aunque algo retardado, lo cual se observa en el sistema bancario con nueve y doce rezagos. Además, se observa que el efecto sobre la demanda también queda capturado y con el signo esperado para el IMAE, y de nuevo es consistente en los distintos ejercicios realizados. Sin embargo, para esta clasificación, la comprobación de la operatividad del canal del crédito, analizando la interacción de las tasas de interés con las características de los bancos, únicamente puede ser verificada para el sistema bancario con créditos comerciales, con doce rezagos y en la característica de capitalización de los bancos.

Respecto a las demás relaciones se puede observar lo siguiente: (i) La producción tiene un efecto positivo sobre el crédito. (ii) Mejoras en el tipo de cambio real tienen un efecto positivo sobre el crédito. (iii) Las características de los bancos (liquidez, tamaño y capitalización) en conjunto con las tasas de interés, sí tienen relevancia sobre los créditos, y en la mayoría de las estimaciones los signos fueron los esperados. Estos resultados nos muestran que el crédito como mecanismo de transmisión sí existe y es operativo, pero es heterogéneo.

Como una prueba de robustez de los resultados obtenidos en los modelos de paneles dinámicos, se estimaron los mismos sin incluir las variables interactivas entre las tasas de interés y las características bancarias (liquidez, tamaño, y capitalización). Cuyos resultados se muestran en el Anexo 4.

En el caso de la estimación de los modelos de paneles dinámicos con la tasa de interés de política, al no incluir los términos interactivos, los coeficientes del IMAE y el

tipo de cambio real no varían significativamente, además no pierden su significatividad estadística. En el caso de la tasa de interés de política, el coeficiente se reduce significativamente, aunque no es estadísticamente significativo.

Luego, se estimaron los modelos utilizando la tasa de interés de reporto, nuevamente los coeficientes del IMAE y el tipo de cambio real no varían significativamente, mientras que la tasa de interés de reporto se vuelve estadísticamente significativa al no incluir los términos interactivos.

Además, en la estimación de los modelos utilizando la tasa de interés *overnight*, de igual manera que con las otras tasas de interés, los coeficientes del IMAE y el tipo de cambio real no varían significativamente, mientras que la tasa de interés *overnight* se vuelve estadísticamente significativa.

7 Conclusiones

En este trabajo se estudia el canal de crédito a nivel agregado y a nivel microeconómico. Evidencia previa sobre los mecanismos de transmisión en Guatemala señalan que estos, en general, han sido débiles, pero han tendido a fortalecerse en los últimos años. Este trabajo contribuye primeramente a estudiar la posibilidad de que la evidencia anterior ha sido afectada por una identificación inapropiada del choque de política monetaria, así como en hacer un estudio de una manera no agregada, utilizándose datos a nivel microeconómico de cada uno de los 18 bancos que componen el sistema bancario de Guatemala.

La evidencia empírica demuestra el traspaso de la tasa de interés de política monetaria a las tasas de largo plazo en términos agregados, y la respuesta del crédito nuevo total al sector privado y del crédito por consumo. En el caso del crédito nuevo para comercio, se razona que la inelasticidad de la demanda por crédito bancario de este tipo puede ser consecuencia de una combinación del carácter limitado de fuentes potenciales de financiamiento para el sector empresarial en Guatemala y del hecho de que las necesidades de financiamiento futuras no se reajustan inmediatamente al cambiar las tasas de mercado.

En cuanto al estudio a nivel microeconómico, la evidencia empírica demuestra la existencia del canal del crédito en Guatemala, aunque este es heterogéneo. En este sentido se comprueba la hipótesis de la investigación sobre que este canal opera con mayor o menor fuerza dependiendo del segmento de mercado y del tamaño de banco.

Esta existencia del canal del crédito como mecanismo de transmisión, se comprueba tanto en la metodología de paneles dinámicos como con la metodología PVAR.

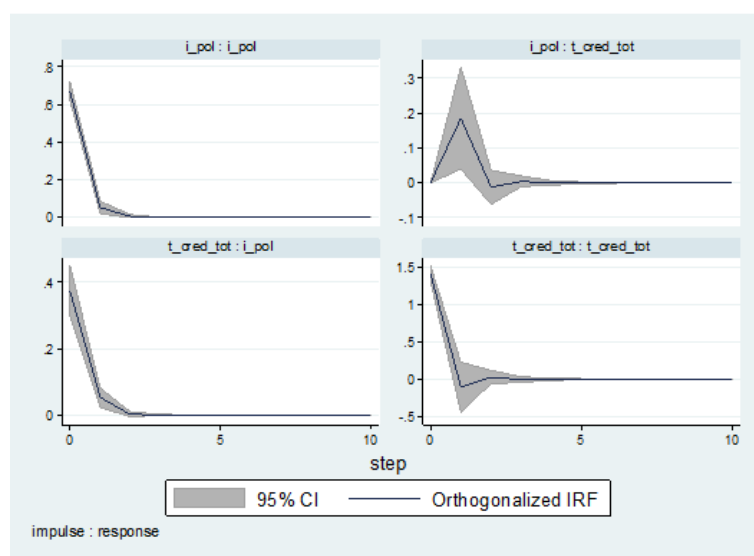
Utilizando un modelo Panel VAR, incluyendo variables de control financieras y macroeconómicas, se encontró evidencia estadísticamente significativa al 95% de confianza de la transmisión de la tasa de interés de política hacia tanto la tasa de interés de crédito total y de consumo. En forma similar se encontró evidencia estadísticamente significativa de la transmisión de la tasa de interés *overnight* hacia la tasa de interés de crédito total y de consumo. Utilizando las pruebas de causalidad de Granger se confirmó la causalidad de tanto la tasa de interés de política y *overnight* hacia la tasa de interés de crédito de consumo. Por lo cual se estimó un modelo de paneles dinámicos, para poder examinar el canal del crédito en Guatemala.

En el contexto de la metodología de paneles dinámicos, en la cual se observan los efectos de la oferta de crédito por parte de los bancos ante choques de política monetaria, se puede comprobar la operatividad del canal del crédito como mecanismo de transmisión de la política monetaria, y dicha operatividad de la transmisión es heterogénea. La aproximación del choque se realiza con la tasa de política monetaria, tasa de reporto y tasa *overnight*. Para las tres aproximaciones se comprueba, para algunos escenarios, la operatividad del canal del crédito al observar la relación entre la variable dependiente (créditos) y una de las independientes (tasas de mercado), el cual queda representado por el coeficiente con un signo negativo. Es por ello que se indica que dicha existencia del canal es heterogénea, ya que dicha heterogeneidad está capturada a través de las características de los bancos. Además controlando por el lado de la demanda, para algunos escenarios es significativa e intuitiva dicha relación con las variables macroeconómicas. De la misma forma, en la prueba de robustez donde no se incluyen las variables interactivas entre tasas y características, muchos de los resultados no varían significativamente respecto al modelo estimado inicial, y de manera general se puede verificar de nuevo la operatividad del canal del crédito de manera heterogénea.

8 Anexos

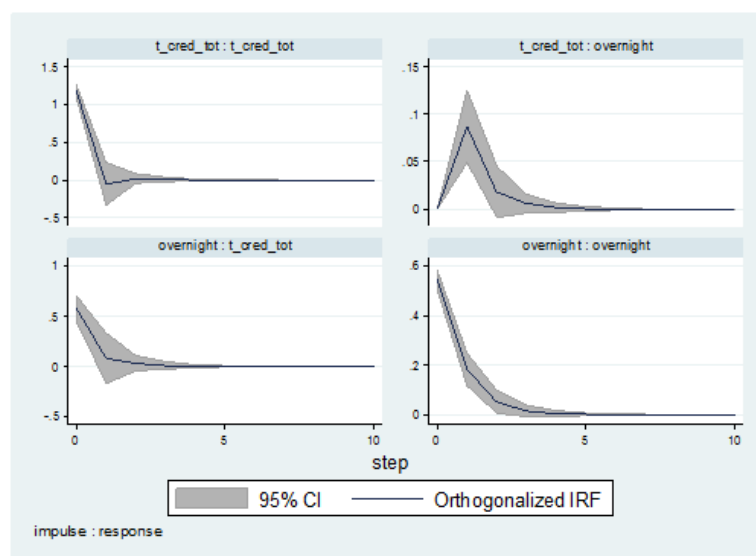
Anexo 1

Gráfica 11. Modelo Panel VAR de la tasa de interés de política y la tasa de crédito total (Bancos medianos) sin controles



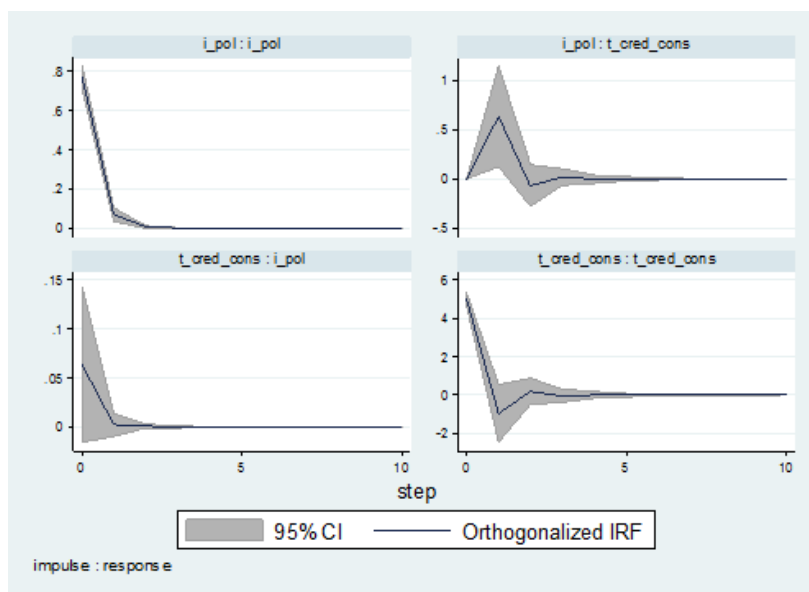
Fuente: Estimación propia de los autores.

Gráfica 12. Modelo Panel VAR de la tasa de interés *overnight* y la tasa de crédito total (Bancos medianos) sin controles



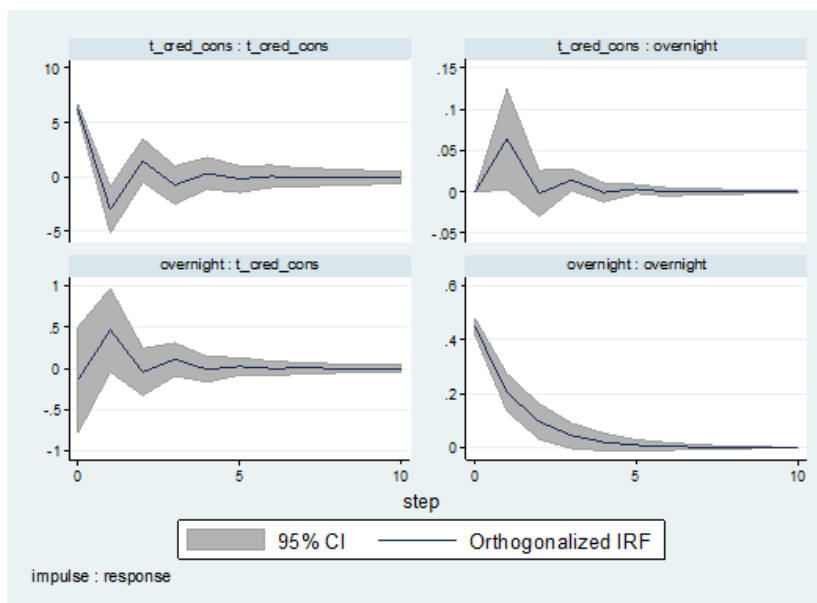
Fuente: Estimación propia de los autores.

Gráfica 13. Modelo Panel VAR de la tasa de interés de política y la tasa de crédito consumo (Bancos medianos) sin controles



Fuente: Estimación propia de los autores.

Gráfica 14. Modelo Panel VAR de la tasa de interés *overnight* y la tasa de crédito consumo (Bancos medianos) sin controles



Fuente: Estimación propia de los autores.

Anexo 2

Tabla 1. Prueba de causalidad de Granger: Tasa de política monetaria y crédito de consumo

Ho: Variables excluidas no causan en el sentido de Granger a la variable de la ecuación.

Ha: Variables excluidas sí causan en el sentido de Granger a la variable de la ecuación.

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
t_cred_cons			
i_pol	5.876	1	0.015
ALL	5.876	1	0.015
i_pol			
t_cred_cons	9.976	1	0.002
ALL	9.976	1	0.002

Fuente: Estimación propia de los autores.

Tabla 2. Prueba de causalidad de Granger: Tasa de interés *overnight* y crédito de consumo

Ho: Variables excluidas no causan en el sentido de Granger a la variable de la ecuación.

Ha: Variables excluidas sí causan en el sentido de Granger a la variable de la ecuación.

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
overnight			
t_cred_cons	6.386	1	0.012
ALL	6.386	1	0.012
t_cred_cons			
overnight	7.311	1	0.007
ALL	7.311	1	0.007

Fuente: Estimación propia de los autores.

Anexo 3

Tabla 3. Estimación del efecto de la política monetaria sobre la oferta de créditos bancarios.
Tasa de interés de política monetaria

	Sistema bancario con 6 rezagos - Crédito Comercial		Sistema bancario con 12 rezagos - Crédito Comercial	
	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar
Variable dependiente: Log(Créditos comerciales)				
Logaritmo del IMAE	3.3585 *	2.2819	6.0025 *	3.9822
Logaritmo del tipo de cambio real	2.0592	2.5714	6.0828 *	4.4738
Tasa de política monetaria	-1.9226 ***	0.7043	-0.8093 **	0.4090
Características bancarias*Tasa de política monetaria				
Liquidez	0.0701 ***	0.0226	0.0198	0.0165
Tamaño	3.1418	2.1838	0.1172	1.0462
Capitalización	1.8031	4.0734	2.7522 *	1.9761

* = Significancia estadística al 10%

** = Significancia estadística al 5%

*** = Significancia estadística al 1%

Fuente: Estimación propia de los autores.

Tabla 4. Estimación del efecto de la política monetaria sobre la oferta de créditos bancarios.
Tasa de interés de reporto

	Sistema bancario con 3 rezagos - Crédito Comercial		Bancos medianos con 3 rezagos - Crédito Comercial		Sistema bancario con 9 rezagos - Créditos comerciales		Sistema bancario con 12 rezagos - Créditos comerciales	
	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar
Variable dependiente: Log(Créditos comerciales)								
Logaritmo del IMAE	6.3798 ***	1.1388	5.4506 **	2.1663	5.1704 **	2.1873	6.5577 *	4.3825
Logaritmo del tipo de cambio real	4.6127 ***	1.2512	6.6835 **	7.7798	5.3586 **	2.4299	7.5552 *	5.0385
Tasa de interés reporto	-0.6657	0.5916	-0.0362	2.0647	0.1266	0.3398	-0.5826 *	0.4062
Características bancarias*Tasa de reporto								
Liquidez	0.0279	0.0149	0.0124	0.0163	0.0222	0.0137	0.0077	0.0168
Tamaño	1.2630	2.9389	6.5036	7.7798	-3.5503 ***	1.0613	-0.3211	1.0804
Capitalización	-0.9791	3.2386	-8.2232	4.4782	-3.4371 *	1.8433	2.4211	1.9554

	Bancos medianos con 3 rezagos - Crédito de Consumo		Bancos pequeños con 3 rezagos - Crédito de consumo		Sistema bancario con 6 rezagos - Crédito de Consumo		Bancos medianos con 9 rezagos - Crédito de Consumo	
	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar
Variable dependiente: Log(Créditos de consumo)								
Logaritmo del IMAE	5.4612 ***	1.0848	5.4921 **	4.2617	4.8066 ***	0.8997	4.3151 **	4.0468
Logaritmo del tipo de cambio real	-1.8145	1.0909	2.7548	3.1134	-0.0473	0.9678	1.7032	4.5135
Tasa de interés reporto	0.4253	0.4740	0.6234	0.7316	0.6928 ***	0.2363	0.1039	0.3519
Características bancarias*Tasa de reporto								
Liquidez	-0.0257 **	0.0094	0.0064	0.0119	-0.0188 ***	0.0067	-0.0131 **	0.0133
Tamaño	-2.5263	4.7644	-2.0946	43.2910	-2.8805 ***	0.9152	2.3385	2.9300
Capitalización	2.4356	2.5332	-4.0253 **	2.5657	-0.2104	1.2433	0.3461	1.6089

	Sistema bancario con 6 rezagos - Créditos totales	
	Coefficientes	Error Estándar
Variable dependiente: Log(Créditos totales)		
Logaritmo del IMAE	3.0460 **	1.1625
Logaritmo del tipo de cambio real	-0.9487	1.2417
Tasa de interés reporto	0.4088	0.3083
Características bancarias*Tasa de reporto		
Liquidez	-0.0008	0.0092
Tamaño	-3.2330 **	1.4130
Capitalización	-0.7223	1.3722

* = Significancia estadística al 10%

** = Significancia estadística al 5%

*** = Significancia estadística al 1%

Fuente: Estimación propia de los autores.

Tabla 5. Estimación del efecto de la política monetaria sobre la oferta de créditos bancarios.
Tasa de interés *overnight*

	Sistema bancario con 3 rezagos - Crédito Comercial			Bancos medianos con 3 rezagos - Crédito Comercial			Sistema bancario con 9 rezagos - Créditos comerciales			Sistema bancario con 12 rezagos - Créditos comerciales		
	Coefficientes	Error Estándar		Coefficientes	Error Estándar		Coefficientes	Error Estándar		Coefficientes	Error Estándar	
Variable dependiente: Log(Créditos comerciales)												
Logaritmo del IMAE	6.7088 ***	1.1053		4.9155 *	2.1065		5.7492 **	2.1185		4.3021		4.0394
Logaritmo del tipo de cambio real	5.4794 ***	1.2558		4.1075	2.2050		6.4558 **	2.4100		4.6751		4.6238
Tasa de interés overnight	0.1913	0.5413		-1.6788	0.8279		-0.3745	0.3513		-0.6384 *		0.4277
Características bancarias*Tasa overnight												
Liquidez	0.0126	0.0157		0.0157	0.0180		0.0338 **	0.0148		0.0097		0.0173
Tamaño	-1.0206	2.3791		2.9669	8.5343		-1.9001 *	1.0480		-0.0452		1.1555
Capitalización	-4.6417	2.9294		8.0474	4.3499		-2.9483	1.8895		3.2456 *		2.2125

	Bancos medianos con 3 rezagos - Créditos de consumo		
	Coefficientes	Error Estándar	
Variable dependiente: Log(Créditos comerciales)			
Logaritmo del IMAE	5.3149 ***	1.1255	
Logaritmo del tipo de cambio real	-1.4156	1.1351	
Tasa de interés overnight	0.2534	0.5190	
Características bancarias*Tasa overnight			
Liquidez	-0.0269 **	0.0095	
Tamaño	3.4930	5.4186	
Capitalización	1.6482	2.4888	

* = Significancia estadística al 10%

** = Significancia estadística al 5%

*** = Significancia estadística al 1%

Fuente: Estimación propia de los autores.

Anexo 4

Tabla 6. Estimación del efecto de la política monetaria sobre la oferta de créditos bancarios.
Tasa de interés de política monetaria

	Sistema bancario con 6 rezagos - Crédito Comercial		Sistema bancario con 12 rezagos - Crédito Comercial	
	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar
Variable dependiente: Log(Créditos comerciales)				
Logaritmo del IMAE	3.2334 *	2.0357	6.2223 **	3.7125
Logaritmo del tipo de cambio real	2.2247	2.1708	6.5929 *	4.1628
Tasa de política monetaria	-0.0831	0.0537	-0.1111	0.1189
Características bancarias				
Liquidez	-0.0065	0.0112	-0.0122	0.0100
Tamaño	-9.6696	14.9282	8.1136	10.1770
Capitalización	6.3937 ***	2.4138	-3.6026 *	1.6933

* = Significancia estadística al 10%

** = Significancia estadística al 5%

*** = Significancia estadística al 1%

Fuente: Estimación propia de los autores.

Tabla 7. Estimación del efecto de la política monetaria sobre la oferta de créditos bancarios.
Tasa de interés de reporto

	Sistema bancario con 3 rezagos - Crédito Comercial		Bancos medianos con 3 rezagos - Crédito Comercial		Sistema bancario con 9 rezagos - Crédito Comercial		Sistema bancario con 12 rezagos - Crédito Comercial	
	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar
Variable dependiente: Log(Créditos comerciales)								
Logaritmo del IMAE	5.9745 ***	1.1224	4.8902 **	1.8616	4.7476 **	2.3202	7.9221 **	4.1594
Logaritmo del tipo de cambio real	4.0204 ***	1.1669	5.4116 **	1.8647	4.2588	2.5378	9.3711 **	4.7754
Tasa de interés reporto	-0.0917 *	0.0349	-0.3859 ***	0.0534	-0.0784	0.0764	-0.1869	0.1570
Características bancarias								
Liquidez	16.5818 **	0.0140	-0.0051	0.0153	-0.0159	0.0105	-0.0150	0.0099
Tamaño	34.8800	22.6898	0.5838	14.8755	0.4793	13.2139	10.7580	10.2095
Capitalización	-0.0309 ***	3.6979	8.8380 *	4.7573	0.6498	2.0427	-3.5721 **	1.6910

	Bancos medianos con 3 rezagos - Crédito de Consumo		Bancos pequeños con 3 rezagos - Crédito de consumo		Sistema bancario con 6 rezagos - Crédito de Consumo	
	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar
Variable dependiente: Log(Créditos de consumo)						
Logaritmo del IMAE	5.2628 ***	1.0226	3.6191	4.3670	4.0886 ***	0.8687
Logaritmo del tipo de cambio real	-2.7294 **	1.0146	1.7017	3.3234	-1.4446	0.9206
Tasa de interés reporto	0.1185 ***	0.0270	0.1119	0.1202	0.0909 ***	0.0252
Características bancarias						
Liquidez	-0.0018	0.0075	-0.0038	0.0066	-0.0060	1.1016
Tamaño	-7.8373	8.1232	85.1104	69.5163	0.6556	4.9659
Capitalización	-0.2831	2.7849	7.6720 ***	2.1522	4.1184 ***	0.0045

	Sistema bancario con 6 rezagos - Créditos totales	
	Coefficientes	Error Estándar
Variable dependiente: Log(Créditos totales)		
Logaritmo del IMAE	2.6130 **	1.0659
Logaritmo del tipo de cambio real	-0.9832	1.1477
Tasa de interés reporto	0.0426	0.0308
Características bancarias		
Liquidez	-0.0178 **	0.0072
Tamaño	-3.1433	8.3350
Capitalización	-0.3503	2.0272

* = Significancia estadística al 10%

** = Significancia estadística al 5%

*** = Significancia estadística al 1%

Fuente: Estimación propia de los autores.

Tabla 8. Estimación del efecto de la política monetaria sobre la oferta de créditos bancarios.
Tasa de interés overnight

	Sistema bancario con 3 rezagos - Crédito Comercial		Bancos medianos con 3 rezagos - Crédito Comercial		Sistema bancario con 9 rezagos - Crédito Comercial		Sistema bancario con 12 rezagos - Crédito Comercial	
	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar	Coefficientes	Error Estándar
Variable dependiente: Log(Créditos comerciales)								
Logaritmo del IMAE	6.1463 ***	1.0941	5.3077 **	1.9341	5.2202 **	2.1836	5.3931 *	3.7551
Logaritmo del tipo overnight	4.3297 ***	1.1492	5.6472 **	1.9691	5.0847 **	2.4318	6.1994 *	4.3076
Tasa de interés reporto	-0.1209 **	0.0361	-0.3787 ***	0.0578	-0.1670 **	0.0731	-0.1163	0.1384
Características bancarias								
Liquidez	-0.0340 ***	0.0138	-0.0084	4.6940	-0.0169	0.0104	-0.0125	0.0100
Tamaño	31.5680	21.7885	-6.3920	15.0094	-0.0588	13.2076	10.6975	10.3294
Capitalización	15.4838 ***	3.7788	4.0400	0.0151	0.7639	2.0622	-3.6943 **	1.7078

	Bancos medianos con 3 rezagos - Crédito de Consumo	
	Coefficientes	Error Estándar
Variable dependiente: Log(Créditos de consumo)		
Logaritmo del IMAE	4.7211 ***	1.1503
Logaritmo del tipo de cambio real	-2.4410 *	1.1620
Logaritmo del tipo overnight	0.1058 ***	0.0316
Características bancarias		
Liquidez	-0.0049	0.0074
Tamaño	-2.3513	8.3392
Capitalización	1.1273	2.9038

* = Significancia estadística al 10%

** = Significancia estadística al 5%

*** = Significancia estadística al 1%

Fuente: Estimación propia de los autores.

Anexo 5. Corrigiendo el *Exchange Rate Response Puzzle* para el caso de Guatemala

El análisis recursivo con Vectores Autorregresivos sugiere que el tipo de cambio nominal de las economías en desarrollo tiende a depreciarse después de un choque de política monetaria contractivo, contrario a lo que ocurre con las economías industrializadas. Este hecho ha sido ampliamente documentado; por ejemplo, en Christiano, Eichenbaum y Evans (1998), Grilli y Roubini (1995), y posteriormente Hnatkovska, Lahiri y Vegh (2010), quienes exploran una muestra de 25 economías industriales y 49 economías en desarrollo, y concluyen que, para el caso de las economías en desarrollo, el 84 por ciento de las mismas exhiben la respuesta indicada al inicio del tipo de cambio ante un choque de política monetaria.

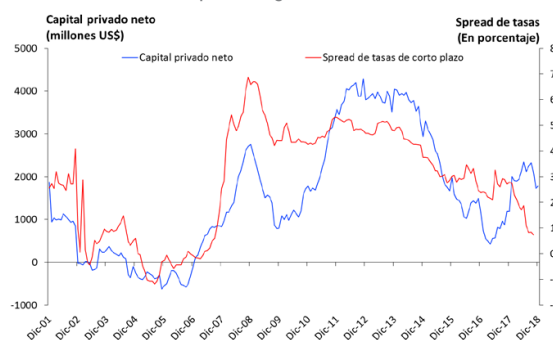
Este resultado es conocido como el *Exchange Rate Response Puzzle*, nombre asignado por resultar contraintuitivo de acuerdo con lo predicho por la gran mayoría de modelos macroeconómicos tradicionales para economías abiertas. Entre dichos modelos se pueden mencionar el de Mundell-Fleming (y su variante moderna conocida como paradigma Dornbush-Obstfeld-Rogoff), el modelo de Precios Flexibles, los modelos de tipo de liquidez, modelos basados en la teoría fiscal del nivel de precios, y modelos con más de un tipo de activo líquido (ver Hnatkovska et al., 2010).

En este primer grupo se puede mencionar a Hnatkovska et al. (2010). En el segundo grupo se incluye a Grilli y Roubini (1995), Cushman y Zha (1997), Kim y Roubini (1995), Clarida y Gertler (1997), y Cormun y De Leo (2017), entre otros. Cabe mencionar que la mayoría de estos autores abandonan el esquema de recursividad para la identificación del choque de política monetaria.

Si bien la variación en el *spread* de tasas puede responder a otros factores (por ejemplo, a la variación de la prima de riesgo-país), con potenciales efectos mixtos sobre el influjo de capital externo, en términos generales el gráfico siguiente parece indicar que el flujo bruto de capital hacia el país (y neto, no mostrado) parece responder positiva y consistentemente a un incremento del *spread* de tasas.

Puesto que el influjo de capital privado constituye en promedio cerca del 55% de la balanza cambiaria para el periodo 2001 - 2018, este debe afectar efectivamente la oferta de divisas en la economía bajo estudio y, por tanto, resulta plausible que el tipo de cambio sea afectado por la tasa de interés de política monetaria vía el efecto sobre la variación en el *spread* de tasas de corto plazo.

Gráfica 15. Spread de tasas de corto plazo y su efecto sobre el influjo de capital privado



Fuente: Estimación propia de los autores.

Puesto que nuestro objetivo final en el apartado 4 es estudiar la respuesta de variables financieras a un choque de política monetaria, la corrección en el esquema de identificación de dicho choque es un paso intermedio para la correcta identificación de la respuesta de las primeras variables.

Dado que el choque de política monetaria identificado bajo un esquema recursivo con un modelo de Vectores Autorregresivos es invariante ante las variables incluidas posteriormente en el modelo y a su ordenamiento, dicho esquema resulta muy útil en un sentido práctico para nuestro propósito final.

Los anteriores autores documentan que cuando las perspectivas económicas de los EE. UU. empeoran, el tipo de cambio de los países en desarrollo tiende a depreciarse y las tasas de política tienden a incrementarse. Los autores proceden a argumentar que el esquema de identificación de choques de Política Monetaria aplicado a estas economías tiende a confundir estas correlaciones con la innovación de política monetaria. De esta forma los autores señalan que el efecto de la tasa externa (en este caso aproximado por la tasa de los Fondos Federales de los EE. UU. de América) sobre la economía local debe ser descompuesto en un movimiento anticipado y un choque aleatorio puro.

Los autores proceden a estimar un modelo que incluye a la tasa de fondos federales primero, seguido de la tasa local y el tipo de cambio *spot*, con la condición impuesta de que la tasa externa no es afectada por las variables locales. En este sentido se asume que la tasa externa sigue un proceso estocástico impulsado por choques inesperados y esperados, y que estos últimos no tienen un efecto contemporáneo sobre la tasa externa.

En este sentido (y en línea con lo discutido por los autores) se asume que la variación en el valor máximo mensual del VIX es representativo de la perspectiva económica futura anunciada de los EE. UU., y, por tanto, resulta útil para diferenciar entre movimientos de la tasa externa por choques esperados e inesperados.

En este contexto, para estudiar la respuesta del tipo de cambio nominal a un choque de política monetaria, el tipo de cambio nominal ya no forma parte de la función de reacción del hacedor de política, sino que es parte de una dinámica en la que el choque de política afecta el *spread* de tasas de corto plazo, el que a su vez afecta el influjo de inversión y finalmente al tipo de cambio. Dicho *spread* de tasas es afectado por la variación en la tasa local y por movimientos esperados y no esperados de la tasa externa.

El modelo base que empleamos tiene la siguiente forma:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{\ell=1}^L A_{\ell} \mathbf{y}_{t-\ell} + B \mathbf{z}_t + L \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(\mathbf{0}, I) \forall t \quad (\text{E1})$$

Donde L es la matriz triangular inferior de la matriz de dispersión de los residuos MCO del modelo, y

$$\mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} \ln IMAE_t \\ \ln IPC_t \\ Lider_t \\ Flujo de Inversión Bruta_t \\ \ln Tipo de Cambio_t \end{bmatrix}$$

$$z_t = \begin{bmatrix} \ln WTI_t \\ Fed Funds_t \\ \Delta VIX_t \\ \ln Remesas_t \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & b_{51} \\ b_{21} & 0 & 0 & b_{52} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{53} \\ 0 & b_{42} & b_{43} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{54} \end{bmatrix}$$

El modelo estimado utiliza información mensual y tiene un rezago. Los resultados muestran que, ante un choque de política, el flujo de inversiones externas hacia el país aumenta significativamente por espacio de un mes, con un impacto inicial de un incremento aproximado del 4%. Como consecuencia, el tipo de cambio se aprecia significativamente a partir del primer y hasta el quinto mes, con una apreciación máxima de cerca del 0.25% (cerca de 2 centavos de quetzal por US\$). Se debe mencionar que, en términos prácticos, el efecto del choque de política monetaria sobre el tipo de cambio es limitado, explicando aproximadamente el 7% de la varianza de error de pronóstico del mismo, de acuerdo a este modelo.

Referencias

- Abrigo, M., & Love, I. (2016). Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs. *University of Hawai'i at Manoa. Department of Economics Working Paper Series*.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Montecarlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (2014). Another look at the instrumental variable estimations of error-components models. *Journal of Econometrics*, 29-51.
- Bernanke, B., & Blinder, A. (1988). Credit, money and aggregate demand. *American Economic Review*, 435-439.
- Bernanke, B. & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *American Economic Review*, 1989. 79, pp. 14-31.
- Bernanke, B., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *The Journal of Economic Perspective*, Vol. 9 No. 4, 27-48.
- Bernanke, B. & Gertler, M. & Gilchrist, S. (1996). The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *The Review of Economics and Statistics*, 1996. 1, pp. 1-15.
- Blanco Valdés, J. A., & Valle Samayoa, H. A. (2014). Qué es lo que los datos microeconómicos de la banca pueden contarnos sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria y la estabilidad financiera en Guatemala. *XIX Annual meeting of the Central Bank Researchers Network*.

- Carrera Yalan, C. (2011). El canal del crédito bancario en el Perú: Evidencia y mecanismo de transmisión. *Revista Estudios Económicos* 22, Banco Central de Reserva del Perú, 63-82.
- Christiano, L. & Eichenbaum, M. & Evans, C. (1996) "The Effects of Monetary Policy Shocks. Evidence from the Flow of Funds". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78 No. 1 (February), 16-34.
- Christiano, L. & Eichenbaum, M. & Evans, C. (1999) "Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?" *Handbook of Macroeconomics*, in: J. B. Taylor & M. Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, edition 1, volume 1, chapter 2, pages 65-148 Elsevier.
- Clarida, R. & Gali, J. & Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice Some international evidence, *European Economic Review*, Elsevier, vol. 42(6), pages 1033-1067, June.
- Cushman, D. & Zha, T. (1997). Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates, *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 39(3), pages 433-448, August.
- D.W.K., A., & Lu, B. (2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 101, 123-164.
- De Graeve, F. (2007). The External Finance Premium and the Macroeconomy: US post-WWII Evidence. *Universiteit Gent Working Paper*.
- De Leo, P. & Cormun, V. (2017). Revisiting the Exchange Rate Response to Monetary Policy Innovations: The Role of Spillovers of U.S. News Shocks, 2017 Meeting Papers 576, Society for Economic Dynamics.
- Gertler, M. & Gilchrist, S. (1994). Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms. *Quarterly Journal of Economics*. 1994, vol. 109. pp. 309-340.
- Huertas, C., Jalil, M., Olarte, S., & Romero, J. V. (2005). Algunas Consideraciones sobre el Canal del Crédito y la Transmisión de Tasas de Interés en Colombia. *Banco de la República. Subgerencia de Estudios Económicos*.
- Kashyap, A., & Stein, J. (2000). What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy? *The American Economic Review*, Vol. 90 No. 3, 407-428.
- Kim, S. K. & Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach, *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 45(3), pages 561-586, June.
- Loayza, N. & Schmidt-Hebbel, K. (2002), Monetary Policy Functions and Transmission Mechanisms: An Overview, ch. 1, p. 001-020 in Loayza, Norman, Schmidt-Hebbel, Klaus, Editor), Norman Loayza (Series and Editor), Klaus Schmidt-Hebbel (Series eds., *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, vol. 4, Central Bank of Chile.
- Love, I., & Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*.

- Mies, V., Morandé, F., & Tapia, M. (2002). Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos elementos para una vieja discusión. *Central Bank of Chile Working Papers*.
- Mishkin, F. (1996). The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. NBER Working Paper Series w5464. 1996.
- Morales Cal, E. F., & Valle Samayoa, H. A. (2015). *Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria en Guatemala: Un enfoque de economía de bajo ingreso*. Brasilia: Trabajo presentado en la XXI Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, organizado por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA).
- Olivero, M. P., Li, Y., & Jeon, B. N. (2009). Consolidation in Banking and the Lending Channel of Monetary Transmission: Evidence from Asia and Latin America. *Drexel University College of Business*.
- Opiela, T., & Kishan, R. (2000). Bank size, bank capital, and the bank lending channel. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 32, pages 121-41.
- Peek, J., & Rosengren, E. (1995). Is bank lending important for the transmission of monetary policy?: An Overview. *Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series* 39, 1-14.
- Roubini, N. & Grilli, V. (1995). Liquidity Models in Open Economies: Theory and Empirical Evidence. NBER Working Paper No. 5313.
- Townsend, R. (1979). Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification. *Journal of Economic Theory*. 1979. 21, pp. 265-293.

Macroeconomic stability among G-24 members¹

Juan Carlos Arriaza Herrera²
Carlos Eduardo Castillo Maldonado³

Abstract

Monetary and fiscal stability is fundamental to evaluate a country's macroeconomic performance. A measure of macroeconomic stability is crucial for a central bank's monetary policy decisions, and for the central government's fiscal policy actions. Over time, economic literature has designed different indicators, within an economy, to measure monetary and fiscal stability, but few attempts have come to develop a unique indicator for macroeconomic stability. This document aims to close this gap and introduce the so-called Monetary and Fiscal Stability Indicator (MFSI), which is built using annual data for the G-24 members from 2005 to 2021. We found empirical evidence that this indicator has a significant and robust negative relationship with economic growth.

¹ The opinions expressed in this document are the sole responsibility of the authors. This Draft: June 23rd, 2022

² Email: jcah@banguat.gob.gt; Economic Research Department, Central Bank of Guatemala.

³ Email: cecm@banguat.gob.gt; Economic Research Department, Central Bank of Guatemala.

Introduction

Macroeconomic stability has an important bond to economic growth. According to the economic consensus the former is a necessary, but not a sufficient, condition to obtain large and sustained economic growth (Fischer, 1992; Corden, 1991; World Bank, 1992). Despite its importance, there is no consensus about a simple quantitative measure to determine whether an economy is stable. Instead, there are several factors associated with an economy that has achieved a state of macroeconomic stability, such as moderate inflation, low exchange rate volatility, modest fiscal deficits, sustainable levels of public debt and current account balance, and appropriate interest rates levels (Ocampo, 2005).

In this document, we intend to close this gap and provide a quantitative definition for macroeconomic stability. First, we compute an indicator called the Monetary and Fiscal Stability Index (MFSI) that accounts for excess volatility in inflation, nominal exchange rate depreciation, and fiscal deficits to GDP ratios. We compute limits for each of these variables based on data for advanced economies. Fluctuations above such limits are considered to generate macroeconomic instability and adversely affect economic growth. We compute MFSI values for the G-24 countries, and for the most relevant

industrial countries using annual data for the period 2005-2021. Second, we established a quantitative definition for macroeconomic stability based on MFSI values computed for advanced economies. In particular, we establish that an economy registers macroeconomic stability when its MFSI is below 1%. Finally, we tested the relevance of the MFSI indicators on economic growth. Using panel data estimation to identify the determinants of economic growth during the period mentioned above, we found a strong and significant negative relationship between MFSI and economic growth. Therefore, we concluded that increments in this measure have produced a negative effect on economic growth in G-24 countries during the 2005-2021 period.

The following sections are organized as follows. Section II provides a literature review on the definition of macroeconomic stability. Section III introduces the Monetary-Fiscal Stability Index (MFSI), the methodology employed in the empirical work, and the data needed to compute it. Section IV presents the empirical results, which include a comparative analysis of MFSI values from 2005 and 2021, and the panel estimation results. Finally, Section V presents our conclusions for this study.



Literature review

The literature distinguishes between two definitions of macroeconomic stability, which are differentiated not only by the scope of variables included in its conception, but also by the number of policies which can be used to achieve it. We named the first approach, Broad Monetary Stability (BMS). Proponents of this definition argue that macroeconomic stability is associated with a large number of monetary and fiscal factors, such as low and stable levels of: inflation, fiscal deficit, public debt, exchange rate volatility (nominal or real), and interest rates, among others, all of which could be quantitatively assessed for each particular economy. This BMS conceptualization was common during the postwar period, dominated by Keynesian thinking, since macroeconomic stability was defined by a state of an economy, which had obtained both internal and external equilibrium, where the former represented full employment, stable economic growth and low inflation, while external equilibrium represented an equilibrated balance of payments. Some studies embrace some (or all) of the five Maastricht convergence criteria⁴ as efficient indicators of macroeconomic stability (low and stable levels of inflation, long-run interest rates, public debt to GDP, public sector deficit to GDP, and stable currency fluctuations (see Obstfeld, Alesina and Cooper, 1997, for a detailed analysis about such convergence criteria).⁵ Some other studies point to a different set of indicators such as a stable rate of economic growth, low levels of unemployment, financial inclusion, and healthy private sector balance sheets (Bernanke, 2004; Ocampo, 2005). Given the large number of monetary and fiscal variables involved in the BSM conceptualization of macroeconomic stability, there should be at least the same number of instruments that policymakers should use to achieve it (Tinbergen, 1963; Aoki, 1975).

On the other hand, Narrow Monetary Stability (NMS) is the name we provided to the second approach, which states that macroeconomic stability, should be associated with just one factor: low and stable inflation. Fischer (1992) argues that inflation is the single best indicator of macroeconomic stability. This argument stands over

the fact that no advanced economy has registered double-digit inflation rates in the last 20 years, and governments in those emerging or developing economies that have registered such high inflation rates, have taken measures to reduce it, since they recognize that high inflation cannot be sustainable on economic and political grounds. In addition, Fischer argues that inflation is the only reliable measure to determine macroeconomic stability, since there is a difficulty to determine appropriate levels for other indicators, so that deviations from such values would be associated with macroeconomic instability. The focus in achieving price stability implies the application of one or few policy actions to attain this goal, particularly through a monetary policy instrument, such as a central bank leading interest rate.

The NMS conceptualization of macroeconomic stability was the dominant view because its narrow focus made it appealing and popular among policymakers, particularly among central bankers. However, this perception changed with the Great Recession of 2007-2009, because a narrow focus, by monetary authorities, on price stability before the crisis, left out-of-sight the developments that were taking place in the financial sector that eventually propitiated the episode of macroeconomic instability that followed during the next decade. Therefore, a NMS conceptualization could eventually disregard the importance of relevant factors, and macroeconomic policies, required to achieve a macroeconomic stability environment, which itself is necessary (although not sufficient) for a sustainable and long-term economic growth path. We are not saying that price stability is no longer relevant. On the contrary, we believe that it will continue be a relevant polity to pursue. Nevertheless, we believe that additional policies are also necessary to achieve and sustain macroeconomic stability for longer horizons. In the following section, we introduce a broad measure of macroeconomic stability in line with a BMS conceptualization, which we believe it could provide a better scope for policymakers to pursue macroeconomic stability.

- 4 The European Commission' Delors Report issued in 1989 at the Dutch city of Maastricht, established a set of conditions (macroeconomic stability prerequisites) for a country to belong to the European Union. Such requirements are: i) low and stable inflation (below 3%); ii) low levels of long-run interest rates (below 9%); iii) low public debt with respect to GDP (less than 60% of GDP); iv) low public sector deficit to GDP (less than 3%); and v) stable currency fluctuations (inter-annual fluctuations below 2.5%). The fulfillment of such conditions was expected to produce a monetary and fiscal stable environment for all members of the Union. See Obstfeld, Alesina and Cooper (1997) for a detailed analysis about such convergence criteria.
- 5 Afxentiou (2000), and Afxentiou and Serletis (2000) concluded that the Maastricht convergence criteria produced a higher per capita income growth in the country members of the European Union.



Methodology and data

A. Methodology

This section introduces the quantitative definition for macroeconomic stability based on a broader conceptualization of this term (BMS). We based this indicator on periodically quantified, reliable, and publically available macroeconomic statistics, which are usually available for most countries. This would allow us to make comparisons of macroeconomic stability among nations, and to analyze its evolution through time. In addition, the mathematical specification of the macroeconomic stability indicator should indicate that long run deviations from each selected statistic used in its construction could endanger a country's stability environment.

Based on the above, we proceeded to construct what we called the Monetary and Fiscal Stability Indicator (MFSI). The variables employed in its construction are: i) inflation; ii) nominal exchange rate depreciation; and iii) fiscal balance to GDP. These variables can be obtained from most country data bases, which are publically available from the IMF, the World Bank, large country risk rating companies (Moody's, Fitch Ratings, and S&P Global), domestic

central banks, or local statistical institutions. The control over inflation and nominal exchange rate fluctuations are the responsibility of monetary policy, while the management of fiscal balances are the responsibility of the fiscal policy.

Furthermore, there is a consensus in the literature that a prudent monetary and fiscal management are the necessary conditions for a stable and sustainable growth. Since a prudent monetary and fiscal management characterizes advanced economies, we obtained data for inflation, nominal exchange rate depreciation and fiscal balance to GDP from industrialized countries, which also are G-24 main trading partners. Therefore, a simple average of these variables (from the set of industrial countries) represented a measure of each variable's stability limit. Hence, a large deviation from any of these average measures is associated with macroeconomic uncertainty.

The formula used to compute the Monetary-Fiscal Stability Indicator (MFSI) is the following:

$$MFSI_t^i = \left(\alpha_\pi (\pi_t^i - \pi_s)^2 + \alpha_s (\Delta s_t^i - \Delta s_s)^2 + \alpha_{fd} (fd_t^i - fd_s)^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (1)$$

Where:

- π_t^i : Domestic Inflation rate of country "i" in period t;
- π_s : Average Inflation rate of selected industrialized countries in period t;
- Δs_t^i : Nominal Exchange Rate Depreciation (%) of country "i" in period t;
- Δs_s : Average Nominal Exchange Rate Depreciation of selected industrialized countries in period t;
- fd_t^i : Fiscal Deficit as a share of GDP of country "i" in period t;
- fd_s : Average Fiscal Deficit as a share of GDP of selected industrialized countries in period t;
- α_j : Weighting parameter of variable j's deviation from the corresponding industrial country average, where $j = \{\pi, \Delta s, fd\}$;

The difference from any of the three variables to the respective industrial country average is set to zero if its value is within the limits established by such an average value. For instance, if at time t , $\pi_t^i \leq \pi_s$, then the expression $(\pi_t^i - \pi_s)^2$ from equation (1) is equal to zero for that particular period t . For nominal exchange rate fluctuations, a value of zero is imposed for positive or negative fluctuations within the average limit, that is for $|\Delta s_t^i| \leq |\Delta s_s|$. For the fiscal balance to GDP ratio, values above the limit (which is usually negative, implying a fiscal deficit) are set to zero since moderate deficits or fiscal surpluses are associated to sustainable fiscal practices.

The mathematical function selected to construct the MFSI is a quadratic loss function, which is easy to interpret, since each individual component's square difference from its long run average represents its own volatility. Hence, the overall MFSI is a volatility measure, which fluctuates around its long run average value due to its own components' deviations from their corresponding steady states or long run average values. The weighting

parameter, α , is given the same value (0.2), since we assume that all distortions would have the same impact on macroeconomic stability.

In addition, we study the effects of the G-24 Monetary and Fiscal Stability Index (MFSI) on economic growth. We made a panel data estimation for the period 2005-2021 with economic growth as the dependent variable, and the MFSI as an independent variable. In addition, to test the robustness of the MFSI variable we included nine control variables: four of them are of economic nature, while the other five are of institutional nature. The economic control variables are (for each country): i) Net Foreign Direct Investment to GDP ratio; ii) Family Remittances Income to GDP ratio; iii) Gross Domestic Savings to GDP ratio; and iv) Domestic Private Sector Credit to GDP ratio. The institutional control variables are (for each country): vi) Government Effectiveness; vii) Regulatory Quality; viii) Rule of Law; ix) Voice and Accountability; and x) Political Stability / Terrorism.⁶ The panel data specification is the following:

$$y_t^j = \beta_0 + \beta_1^j MFSI_t^j + \beta_2^j fdi_t^j + \beta_3^j rem_t^j + \beta_4^j sav_t^j + \beta_5^j cred_t^j + \beta_6^j gov_effec_t^j + \beta_7^j reg_qual_t^j + \beta_8^j rule_law_t^j + \beta_9^j voice_t^j + \beta_{10}^j pol_inst_t^j + \varepsilon_t^j \quad (2)$$

Where for any country j that belongs to the G-24 group, and for a given time t :

y_t^j : Annual growth rate;

$MFSI_t^j$: Monetary and Fiscal Stability Index;

fdi_t^j : Net Foreign Direct Investment to GDP ratio;

rem_t^j : Family Remittances Income to GDP ratio;

sav_t^j : Gross Domestic Savings to GDP ratio; and

$cred_t^j$: Domestic Private Sector Credit to GDP ratio.

$gov_effec_t^j$: Government Effectiveness.

$reg_qual_t^j$: Regulatory Quality.

$rule_law_t^j$: Rule of Law.

$voice_t^j$: Voice and Accountability.

$pol_inst_t^j$: Political Stability / Terrorism.

The following section mentions the source of information for each of the variables needed to compute the MFSI indexes, as well as those employed in the econometric estimation.

6 Data for economic control variables was taken from the World Bank's World Development Indicators. Data for institutional control variables was taken from the World Bank's Worldwide Governance Indicators.

B. Data

The Monetary-Fiscal Stability Indicator (MFSI) was computed for all countries that belong to the G-24 group using annual data for the period 2005-2021.⁷ Although the original number of countries within the group was 24, as stated by its name, currently there are 28 countries belonging to it. In addition, China acts as a special invitee. We considered all countries, with the exception of Syria, from which we could not find complete information for the whole period under study. Data for each country was obtained from the IMF International Financial Statistics (IFS) and World Economic Outlook (WEO) databases, and from the Moody's Statistical Handbook. Finally, data for each of the variables needed to perform our panel data estimation was obtained from the World Bank data on development indicators (WBI).

In the following subsections, we present a graphical analysis of data to evaluate the behavior of the variables considered to construct the MFSI. We classified G-24 countries into three groups, according to their geographical location: Africa, Latin America, and Asia. Region I refers to the eleven African countries that belong to G-24: Algeria, Côte d'Ivoire, Democratic Republic of Congo, Egypt, Ethiopia, Gabon, Ghana, Kenya, Morocco, Nigeria, and South Africa. The Latin American G-24 group or Region II includes ten countries: Argentina, Brazil, Colombia, Ecuador, Guatemala, Haiti, Mexico, Peru, Trinidad and Tobago, and The Bolivarian Republic of Venezuela. Finally, Region III, the G-24 Asian economies, comprises eight countries: China, India, Iran, Lebanon, Pakistan, Philippines, and Sri Lanka. The advanced economies from where we computed all comparative estimations are the following eight countries: Australia, Canada, China, the Euro Zone, Japan, New Zealand, the United Kingdom and the United States. Note that China is included twice. It is included within the group of advanced economies, and within the Asian group of G-24 countries, since it acts as a Special Invitee to the group.

It is important to remember that during the period analyzed there were two important global shocks that increased the level of macroeconomic instability in all countries: The global financial crisis (2007-2010) and the COVID outbreak since 2020. As we would be able to observe, these shocks had an effect on most variables considered. In Appendix II (Tables 1, 2 and 3), we present the dataset and the sources of data for this document.

⁷ The Intergovernmental Group of Twenty-Four on International Monetary Affairs and Development, or The Group of 24 (G-24) was established since 1971 to help coordinate the positions of developing countries on international monetary and development finance issues, as well as and to ensure that their interests are adequately represented in negotiations on international monetary matters. Additional information about the G-24 group can be found in: <https://www.g24.org/organizational-structure-and-governance/>.

1. Domestic inflation

Inflation rates for G-24 countries are depicted in Figures 1-4 of Appendix III. Figure 1 illustrates inflation rates for selected industrialized countries. Each country's inflation is depicted in gray bars for the 2005-2021 period. The horizontal line represents average inflation plus two standard deviations computed for all countries selected during the non-crisis years. That is, such calculation does not take into account the period 2007-2009 and 2020-2021 because macroeconomic variables showed extraordinary volatility during these years. Hence, such a horizontal line represents a limit to inflation fluctuations in normal times for both industrial and G-24 countries. Its value is equal to 4%. In other words, countries registering annual inflation values on or below such value are considered to satisfy this inflation stability criterion. As observed, price stability is a characteristic of these economies, since they registered inflation rates below such a mark in all non-crisis years. The only exception was China in 2010 and 2019. In the first case, the recovery from the financial crisis was more pronounced than the rest of economies. In 2019 China was the first country affected by the pandemic, and the supply shock affected prices upwards a year before it affected the rest of the world.

Figure 2 illustrates inflation for each African country that belong to the G-24 group (in orange). The horizontal line depicts the inflation stability limit computed with data for the selected industrial economies mentioned above. Ivory Coast, Gabon, Morocco, Algeria, Kenya, and South Africa were successful in achieving one digit inflation during non-crisis years. From this list, just the first three countries could achieve an average inflation rate below the 4% stability limit during this period. On the other hand, The Democratic Republic of Congo (DCR), Egypt, Ethiopia, Ghana and Nigeria registered a double-digit average inflation rate during normal times. This high inflation was mainly driven by a severe drought that affected agricultural food prices, mainly during 2015-2016, which lead to a large demand for foreign currency in most African economies to pay for these more expensive imported commodities, and generated a large currency depreciation whose pass-through affected domestic prices (WEO Regional Sub-Saharan Africa, October 2017). Within this latter group, DCR registered above 50% inflation in 2009 and 2017, Ethiopia registered an inflation rate over 30% in 2008 and 2011, while Egypt registered a near 30% inflation in 2017.

Inflation rates in G-24 Latin American countries are illustrated in Figure 3 (in blue), along with the inflation stability limit (4%). Most countries registered one-digit inflation during the non-crisis years. This result might follow because Mexico, Brazil, Colombia, Guatemala and Peru follow an inflation-targeting framework and Ecuador is a dollarized economy. Nevertheless, just Ecuador, Peru and Mexico registered an average inflation below the inflation stability limit during non-crisis years. On

the other hand, Haiti, Argentina, and particularly Venezuela registered high inflation episodes. Inflation in Haiti was high in average, but it did not raised above 20%, except in 2020, due to the COVID-19 outbreak, when it increased to 25.2%. Argentina on the other hand, registered an increasing trend in domestic inflation that started immediately after the Great Recession. In 2014, inflation was high owing to the monetization of the fiscal deficit and became the fifth highest in the world (WEO Western Hemisphere, October 2015). Moreover, in its peak, in 2019, it reached 53.8%. The bout of financial turmoil after the primary elections in august prevented a recovery. The sharp depreciation of the peso (more than 20 percent in the week after the primary elections) increased inflation in 2019 (WEO Western Hemisphere, October 2019). Venezuela is a different story. Inflation in Venezuela was in the double digits since the beginning of the sample, and gradually registered an exponential trend, which unfortunately ended in an ongoing hyperinflation episode since 2013. Persistent loose macroeconomic policies had generated high inflation and a drain on official foreign exchange reserves since 2014. At its peak, annual inflation registered over 130,000% in 2018. The main reason to reach a hyperinflation was the persistent monetary financing of the large fiscal deficits and the consequent increase in money demand (WEO Western Hemisphere, October 2018). This is the highest inflation rate observed in the G-24 countries during the period under study.

Figure 4 illustrates inflation rates in G-24 Asian economies. Like in previous regions, we could distinguish between countries that were able to maintain a single-digit average inflation rate during the non-crisis years, from those that registered a higher inflation rate. The first group of countries comprises China, Philippines, India, Pakistan, Sri Lanka and Lebanon, while in the second category the only country that qualifies is Iran. Countries classified within the first group are still quite heterogeneous regarding inflation. Despite of registering a single-digit average inflation during the non-crisis years, only China and The Philippines registered an average inflation below the stability limit (4%), and never registered a double-digit inflation during the whole sample period, while India, Pakistan and Sri Lanka registered two-digit inflation during some years. Since 2011, the inflation of Pakistan has accelerated slightly because of accommodative monetary policies and a moderate nominal exchange rate depreciation. Furthermore, Lebanon registered hyperinflation (145.8% inflation rate) in 2020, because of internal socio-political issues, and large fiscal deficits financed by monetary financing. In addition, Iran registered high inflation due to the oil sanctions (WEO Middle East and Central Asia, October 2012), which also led to large exchange rate depreciations, and a worsening of commodity supply shortages (WEO Middle East and Central Asia, October 2013).

2. Fiscal balance as a share of GDP

Fiscal balances as a share of GDP for G-24 countries are illustrated in Figures 5-8 in Appendix III. A negative value represents a deficit, while a positive value indicates a surplus. In that sense, fiscal deficit gradually increased (the fiscal balance became more negative) in all regions during the period illustrated, worsening during the 2007-2010 Financial Crisis, and during the COVID-19 outbreak. This information is relevant in terms of macroeconomic stability, because even when countries could be registering lower inflation (a positive sign in terms of a narrow macroeconomic stability conceptualization) they might also be registering an increasing fiscal deficit, which might imply possible inflationary pressures and lower output growth in the long term.

The fiscal stances of selected industrialized countries are displayed in Figure 5. Each country's fiscal position is depicted by gray bars, while the horizontal black line depicts the average fiscal balance to GDP ratio plus two standard deviations for all countries during the non-crisis years of the period 2005-2021.⁸ Such a horizontal line represents a limit to fiscal balance to GDP ratios in normal times for both industrial and G-24 countries. Its value is equal to -5%. Therefore, countries registering annual fiscal deficits to GDP ratios above this value are considered to satisfy a fiscal stability criterion. During the non-crisis years all selected industrial economies registered an average fiscal deficit to GDP ratio below the stability limit indicated. In particular, Australia, Canada, and New Zealand achieved lower fiscal deficits than the other countries. The Financial Crisis of 2007-2010, and the COVID outbreak were challenging times for these economies. Some of them registered a two-digit fiscal deficit ratio in at least one year of the crisis years: Canada in 2020, Japan in both 2009 and 2020, United Kingdom in 2009 and 2020, and the United States of America from 2009 to 2011 and from 2020 to 2021 (above 12% of GDP in both years).

Figure 6 displays the fiscal stance for G-24 African countries (in orange), as well as the fiscal stability limit (-5%) depicted by the horizontal line. The Democratic Republic of Congo, Ethiopia, Gabon, Ivory Coast, South Africa, Algeria, Morocco, and Nigeria, achieved an average fiscal deficit to GDP ratio lower than the fiscal limit. The first three countries were the more solid on fiscal basis since they never surpassed such a limit, even during crisis years. On the other hand, Egypt, Ghana, and Kenya registered a wider fiscal deficit, particularly after the 2007-2010 Financial Crisis. Algeria, Egypt and Ghana registered a two-digit fiscal deficit ratio at least in one year (Algeria in 2010 and 2016; Egypt from 2013 to 2017; and, Ghana in 2012 and from 2020 to 2021). It is important to mention that the Ebola epidemic af-

fected the fiscal positions of the latter group of countries due to resources that had to be addressed to the combat the disease (WEO Regional Sub-Saharan Africa, April 2015).

The fiscal balance to GDP ratio of G-24 Latin American countries (in blue), and the fiscal stability limit are illustrated in Figure 7. The more stable economies according to this measurement were Guatemala, Haiti, Mexico, Colombia, and Peru. The first three countries did not registered a fiscal stance lower than the stability limit of -5% in any year of the sample period 2005-2021, while Colombia and Peru registered a higher deficit during the COVID-19 outbreak. On the other hand, Argentina, Brazil, Ecuador, Trinidad and Tobago and Venezuela registered increasing fiscal deficits. Two-digit deficits were registered in Brazil from 2015 to 2020, Trinidad and Tobago from 2020 to 2021, and Venezuela from 2012 to 2019. The worst performer was Venezuela, since it reached a 31% fiscal deficit to GDP in 2019. In the case of Brazil, a political crisis emerged in 2015 due to allegations of corruption in Petrobras, the major oil company of the country, and allegations of campaign finance irregularities during the 2014 presidential elections. These disturbances lead to an economic slowdown, which depressed fiscal revenues since 2015. In the case of Venezuela, persistent fiscal deficits were partially explained by the fall in its terms of trade, after a restriction was imposed to its oil exports since 2014, which compressed the country's fiscal revenues (WEO Western Hemisphere, October 2015).

Figure 8 depicts the fiscal stance (in red) of G-24 Asian countries. As before, we divide these countries into two groups, depending if their fiscal deficit to GDP ratios were higher or lower than the fiscal stability limit imposed by the horizontal line in -5%. Only China and the Philippines registered a lower deficit to GDP ratio in non-crisis years. The Lebanon was by far the country that registered the highest average fiscal deficit to GDP during the non-crisis years (-8.7%) followed by India (-6.4%), Sri Lanka (-6.3%), and Pakistan (-5.8%). The decline in oil prices that occurred from 2015 onwards led to a substantial deterioration in the fiscal balances of both Lebanon and Pakistan (WEO Middle East and Central Asia, November 2015). Two-digit fiscal deficits were registered in some of these countries during some years of the sample: in China, India and Sri Lanka at some point between 2020 and 2021 because of the COVID-19 outbreak, and in Lebanon from 2006 to 2008 and from 2018 to 2019.

⁸ Since the average fiscal balance was negative (-3%), the two standard deviations added to the value were also negative, in order to obtain a measure of fiscal stability. The calculation does not take into account the periods 2007-2009 and 2020-2021.

3. Nominal exchange rate depreciation

Annual nominal exchange fluctuations for G-24 countries are depicted in Figures 9-12 in Appendix III. A positive (negative) value represents a nominal exchange rate depreciation (appreciation). Currency fluctuations for selected industrialized countries are displayed in Figure 9. Such exchange rates are calculated with respect to the US dollar. According to the IMF AREAER (2020) report, with the exception of the Chinese Yuan, all other currencies are characterized by being floating regimes. Therefore, currency fluctuations in these economies are a little larger in average, when compared to other regions (such as G-24 countries), since they are not subject to any government intervention to smooth currency fluctuations. The two horizontal lines in each graph depict two standard deviations around a mean of 1% average depreciation registered by these countries during non-crisis years of the sample. Hence, these lines represent a 14% depreciation, and a -12% appreciation. Currency fluctuations within such bands represent our measure of currency depreciation stability applied to advanced economies, and to G-24 countries. Regarding the currencies illustrated in Figure 9, most of them register a volatility within the stability bands. The financial turmoil of 2007-2009 was the cause of higher volatility, which almost tripled in each economy, particularly in 2008. Australia and the UK registered slightly higher currency fluctuations (12.26% and 12.13%, respectively) during the whole period. An interesting fact is that the COVID outbreak did not significantly affected currency volatility in the advanced economies analyzed in this study.

Figure 10 illustrates currency fluctuations in G-24 African economies, Region I, along with the two horizontal lines that represent the limits for currency depreciation stability. Terms of trade shocks and a severe drought experienced in 2015-2016 triggered exchange rate pressures where most of the countries allowed their currency to adjust, but many tried to smooth the exchange rate depreciation by reducing their international reserves (WEO Regional Sub-Saharan Africa, April 2016). According to the IMF AREAER (2020) report, just Ghana and South Africa have established floating exchange rate regimes. The remaining countries have established a managed currency arrangement.⁹ During the sample period, just the Moroccan Dirham registered fluctuations within the currency depreciation stability limits. The Algerian Dinar, the CFA Franco from Ivory Coast and Gabon, and the Kenyan Shilling, registered moderate fluctuations that surpassed the volatility limits in one or two years of the sample. The remaining currencies experienced a high volatility.¹⁰ Even when the financial crisis affected currency volatility in

most of this group of G-24 countries, some of them experienced domestic macroeconomic disturbances in some other years within the sample, that lead to higher currency fluctuations. The Egyptian Pound registered the highest average volatility during the period of analysis, and the largest depreciation rate in a single year, in 2017, when its currency depreciated by 104.17%. The Nigerian Naira registered a similar but more moderate experience in 2016 (54.82% depreciation).

Nominal exchange rate fluctuations in G-24 Latin American countries, Region II, are depicted in Figure 11 (in blue). The Peruvian, Colombian and Mexican Pesos and the Brazil Real are classified as floating regimes, while the Argentinian Peso, the Venezuelan Bolivar, the Haitian Gourde, the Guatemalan Quetzal, and the Dollar from Trinidad and Tobago are categorized as managed arrangements. Ecuador uses the US dollar as a local currency.¹¹ Excluding Venezuela, the average nominal exchange rate depreciation of the region in the whole evaluation period was 5.38%.¹² The less volatile currencies where the Dollar from Trinidad and Tobago, the Guatemalan Quetzal, and the Peruvian Peso, whose average annual fluctuations were below one percent. These three currencies fluctuated within the currency volatility limits during all sample years.¹³ The most volatile currency was the Venezuelan Bolivar, which registered a 458,086.15% depreciation in 2018. Besides this extraordinary case, the Argentinian Peso, the Brazilian Real and the Haitian Gourde registered large average fluctuations during the period under analysis.

Finally, Figure 12 displays nominal exchange rate fluctuations for G-24 Asian economies, Region III (in red). The Indian Rupee and the Philippine Peso are under floating regimes, while the Chinese Yuan, the Pakistani and Sri Lankan Rupee, the Iranian Rial, and the Lebanese Pound are currencies under managed arrangements. The Chinese Yuan was the only currency whose fluctuations remained within the currency depreciation limit during the whole period under study, and along the Sri Lankan Rupee registered the lower volatility values (4.42% and 5.80%, respectively) measured by one standard deviation. On the other hand, the Iranian Rial, and the Indian and Pakistani Rupee, registered a higher volatility during the period analyzed (23.86%, 8.76% and 7.93, respectively). The Lebanese Pound remained stable until late 2019, and depreciated significantly during the following years. As in the other regions, strong currency fluctuations are related to geopolitical issues, and not to international financial disturbances.

9 Craw-like arrangements are established in Algeria, DR Congo, Egypt, and Ethiopia; Conventional Peg arrangements are established in Ivory Coast and Gabon; Stabilized and Other arrangements are established in Morocco, Nigeria and Kenya.

10 The Congolese Franc, the Egyptian Pound, the Ghanaian Cedi, the Nigerian Naira, and the South African Rand experienced higher currency volatility (14.29%, 25.84%, 11.23%, 15.95%, and 16.14%, respectively) measured by one standard deviation.

11 See the IMF AREAER (2020) report for a more detailed information.

12 Ecuador was excluded as well, since it is dollarized.

13 The Peruvian Peso surpassed the fluctuation bands in 2015.

IV Empirical analysis

In this section, we present a quantitative definition of macroeconomic stability based on the Monetary and Fiscal Stability Indexes, MFSIs, computed for selected advanced economies, and use this definition to determine whether G-24 countries have been macroeconomically stable during part or during the whole 2005-2021 period. We also refer to the COVID-19 pandemic effects on macroeconomic stability, since it has led to extraordinary increments on fiscal deficits, and public indebtedness, as governments have needed to spend additional resources to attend this event (WEO, October 2021; Gaspar, Medas, and Perrelli, 2021; Blanchard, 2020; and Summers 2021).

A. Macroeconomic stability: a definition

Figure 13 illustrates Monetary and Fiscal Stability Indexes, MFSIs, computed for selected advanced economies. As mentioned in Section 3, this index considers large fluctuations in inflation rates, nominal exchange rate depreciation, and fiscal deficits to GDP ratios. Within some limits (denoted as stability limits), which are computed as the average value for each of these variables in advanced economies during normal (non-crisis) times, an economy is considered to exhibit macroeconomic stability.

Advanced economies are characterized by a prudent management of fiscal and monetary policies. However, every now and then, they cannot avoid experiencing domestic or external shocks that could affect inflation, currency volatility and/or fiscal deficits above the average values registered under normal circumstances (without the presence of disturbances). Therefore, the MFSI would register low values during normal times, and large values otherwise.

Figure 13 in Appendix IV shows bar graphs with MFSI values computed for the industrialized economies studied in this document. The bar depicted each year can be divided in three areas, colored by the proportion of excess deviations from its stability limit of each of the three index components. Areas in black depict the proportion corresponding to inflation, areas in red represent the part corresponding to nominal exchange rate fluctuations, and areas in gray illustrate the share belonging to fiscal deficits to GDP ratios. The horizontal line in all graphs represents the average MFSI for all countries plus two standard deviations during normal (non-crisis) years, that is, it excludes the periods 2007-2009 (the Great Recession), and 2020-2021 (the COVID-19 outbreak). Such an average value is equal to one percent.¹⁴ The average MFSI value for all countries depicted is below 1% during normal years, which denote a consistent

monetary and fiscal stability. The largest value was registered by Japan (0.9%) and it was related to large fiscal deficits to GDP ratios for the years that follow the financial crisis (particularly from 2010 to 2012), and a large depreciation in the Yen to US dollar exchange rate in 2013. During non-crisis years, the most stable economy was New Zealand, which registered an average MFSI of 0.1, and it did not registered any value above the 1% limit during any year.

The most important use of the MFSI comes when analyzing the crisis years, because we can identify the variables that are the most affected by domestic or external disturbances, so policymakers can establish monetary and fiscal policy measures addressed to attend specific disequilibria. During the financial crisis (2007-2009), just the Eurozone and China registered average MFSI values below the one percent limit. On the other hand, the UK, New Zealand, and Australia registered the highest degree of monetary and fiscal instability, since their average MFSI values during this period were 5.9%, 5.3%, and 4.5%, respectively, where their instability was concentrated in large nominal exchange rate fluctuations. During the COVID-19 outbreak, all advanced economies in the sample registered an MFSI above the 1% mark. The most affected countries were the US and the UK, whose average MFSI values during this period were 4.5% and 4.1%, respectively. In this case, macroeconomic instability was reflected in large fiscal deficits to GDP ratios. Since these later crisis is an ongoing source of instability, policymakers should try to focus on fiscal policy measures to make their economies converge to a stable path.

¹⁴ One percent equals the MFSI mean (0.3) plus two standard deviations (one standard deviation equals 0.5) rounded to the nearest integer value.

B. Macroeconomic stability in G-24 countries

Macroeconomic stability in G-24 African countries is identified and illustrated in Figure 14 of Appendix IV. Ivory Coast was the only country, which registered a MFSI value lower than the one percent limit during the non-crisis years. Its average MFSI was 0.1% during these years. Gabon and Morocco also registered low average MFSI values (0.1%, and 0.2%, respectively) during the same period, although Gabon experienced a large inflation in 2018, and Morocco a large fiscal deficit to GDP ratio in 2012, which made them surpass, respectively, the stability limits established for both variables. On the other hand, Egypt was the country that registered the highest level of macroeconomic instability with respect to its regional peers. Its average MFSI during non-crisis years was 9.0% generated by continued fiscal deficits and high levels of inflation, along with a strong depreciation of the Egyptian Pound, particularly, in 2017. Ethiopia, Ghana, DR Congo and Nigeria also experienced high levels of macroeconomic instability. Their average MFSI values during non-crisis years were 6.5%, 6.4%, 5.8%, and 5.4%, respectively. High inflation levels, and large currency fluctuations, above the stability limits for both variables, characterized these economies.

Figure 15 of Appendix IV illustrates MFSI estimates for G-24 Latin American countries. Peru and Ecuador were the most stable economies, since they were the only countries whose MFSI values remained below the 1% limit during non-crisis years. Their average MFSI during these years was 0.1%, and 0.2%. Mexico and Guatemala were also stable economies, and excepting few years, they registered MFSI values below the one percent stability limit. During non-crisis years, their average MFSI was 0.7% and 0.8%, respectively. Mexico registered an episode of instability from 2015 to 2017 due to large currency deprecia-

tions experienced during 2015-2016, which were followed by high inflation, above the stability limit, in 2017. Guatemala registered high inflation episodes in 2005, 2011, and 2017 triggered by high commodity prices and foreign inflation, which made its MFSI exceed the one percent stability mark during these years. The two more unstable economies not only in the Latin American region, but in the G-24 group were Venezuela and Argentina. In both cases domestic political issues propitiated large currency depreciations and high inflation episodes which became ongoing hyperinflations, particularly in Venezuela.

MFSI values for G-24 Asian economies are depicted in Figure 16 of Appendix IV. China was the only economy that registered MFSI values below the one percent limit during every non-crisis period. Its average MFSI for such a period was 0.2%. Philippines was close to such a mark, but missed the target in 2005 due to high inflation levels. Iran was the most unstable economy in the region, registering an average MFSI of 13.1% during normal times. During most of the time this economy was characterized by high inflation levels. In addition, a large depreciation of the Iranian Rial in 2013 generated more instability in the economy. The COVID-19 pandemic produced large macroeconomic instability in this region, but it was reflected in different indicators. Large fiscal deficits to GDP ratios were registered in China, India, Philippines, and Sri Lanka, while high inflation was observed in the remaining countries. Although in average Iran registers the highest MFSI values, the Lebanon is registering an ongoing macroeconomic instability episode. During most of the time this economy presented large fiscal deficits to GDP ratios, but in the last two years, during the COVID-19 outbreak, this economy has been experiencing hyperinflation, along with a strong depreciation in the Lebanese Pound.

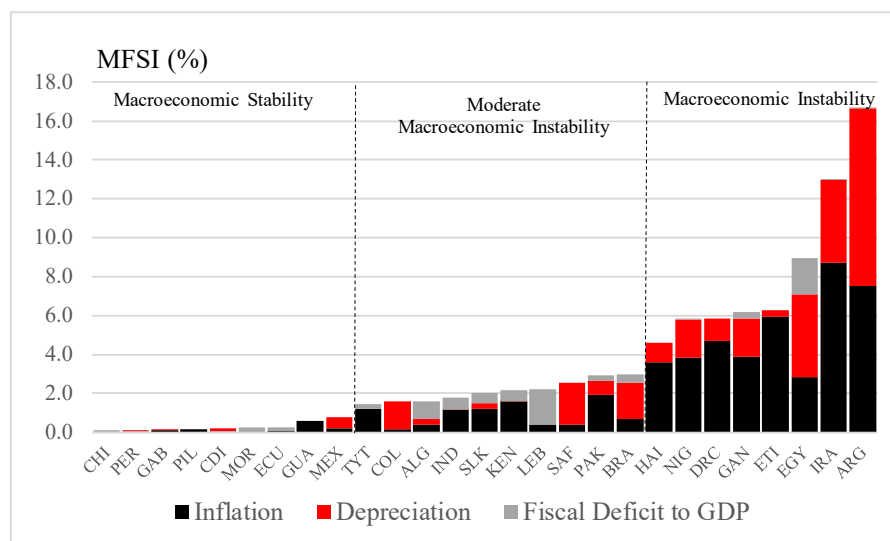


Figure 1. Monetary and Fiscal Stability Indicator (MFSI) for G-24 countries: average during non-crisis years, period 2005-2021.

Figure 1 illustrates average MFSI values for G-24 countries. Average MFSI values are computed for normal (non-crisis) years of the period 2005-2021.¹⁵ Each bar is divided into three colored areas. The black area represents inflation deviations from stability limits, the red area depicts the portion related to excess nominal exchange rate fluctuations, and the gray area illustrates the share belonging to excessive fiscal deficits to GDP ratios. G-24 countries are ordered according to their average MFSI values, from more to less stable. The vertical lines divide countries into three groups. The first group, to the left, are the countries characterized by exhibiting macroeconomic stability, which are those whose average MFSI was below one percent during normal times. The second group, in the middle, are the countries characterized by displaying moderate macroeconomic instability, which are those whose MFSI was between one and four percent. These countries registered fluctuations in some MFSI components during particular episodes different from the international crisis years. The third group of countries are those characterized by being continuously unstable on macroeconomic grounds. This group of countries registered an average MFSI larger than four percent, and registered sharp continuous fluctuations in the three MFSI components, particularly inflation and nominal exchange rate depreciation.

Among the G-24 group, the most stable economy was China, which registered an average MFSI of 0.10%, followed closely by Peru (0.11%), and Gabon (0.14%). Other macroeconomically stable economies were the Philippines, Ivory Coast, Morocco, Ecuador, Guatemala and Mexico, whose average MFSI were below the 1% stability limit. The group of G-24 countries that exhibit moderate macroeconomic instability during non-crisis episodes is composed by Trinidad and Tobago, Colombia, Algeria, India, Sri Lanka, Kenya, Lebanon, South Africa, Pakistan and Brazil. Finally, the group of countries characterized by being macroeconomic instable are Haiti, Nigeria, DR Congo, Ghana, Ethiopia, Egypt, Iran, Argentina and Venezuela. The latter economy registered the sharpest macroeconomic instability among the G-24 group, but it does not appear in the graph, because its average MFSI for the period mentioned is extraordinarily large (23,362.4).

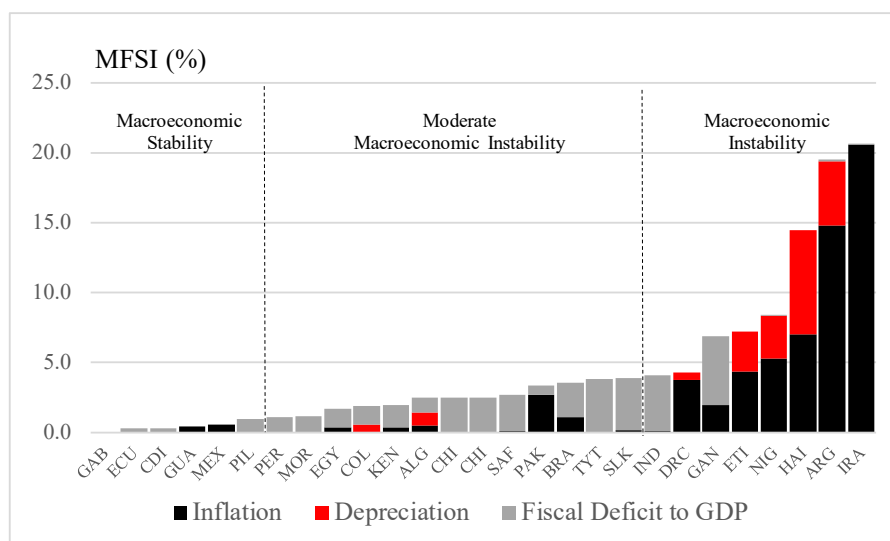


Figure 2. Monetary and Fiscal Stability Indicator (MFSI) for G-24 countries: average period 2020-2021.

Figure 2 illustrates average MFSI values for G-24 countries during the period 2020-2021. It illustrates the effects, on macroeconomic stability, mainly due to the COVID-19 outbreak. Some countries moved to the right of the graph, since their MFSI values increased. Nevertheless, such an increment appears to be concentrated in higher fiscal deficits to GDP values, given the larger amounts of resources that governments had to address to moderate the pandemic effects in their own economies.

Countries characterized by macroeconomic instability continued exhibiting large fluctuations in inflation and nominal exchange rate depreciation. However, there are two main differences within this group, worth mentioning. First is the improvement in macroeconomic stability of the Egyptian economy, which MFSI decreased from 8.95% during the period 2005-2019 (not taken into account the financial crisis) to 1.70% in the latter two years. The second is the worsening of macroeconomic stability in Lebanon, which MFSI increase to 134.5%, just surpassed by Venezuela (1881.50%). Such instability was caused by domestic political issues, which affected local inflation and prompted a strong depreciation in the Lebanese Pound (Böwer, 2021).¹⁶ Both economies are not depicted in Figure 2.

¹⁵ The years excluded were 2007-2009 (the Financial Crisis), and 2020-2021 (the COVID-19 outbreak).

¹⁶ Data for the Lebanese Pound in the 2020-2021 period was taken from the parallel market statistics website: <https://lirate.org/>. Official sites continue posting as valid the historical exchange rate of the pound fixed at P1,515 per 1 US\$.

C. Macroeconomic stability and economic growth in G-24 countries

In this section, we present the analysis of the results obtained from our panel data estimation, where we tried to identify the relationship between macroeconomic stability, measured by MFSI indexes, and economic growth in the G-24 group. We performed an overall estimation, including all G-24 countries, as well as regional estimations. Three types of econometric estimations were performed per region. The first of them just included the MFSI index for each economy as the only independent variable. The second one included, as independent variables, the MFSI index and the set of four economic variables for each country described in section III.A.¹⁷ In the third estimation, we included, as independent variables, the MFSI index, the set of four economic variables, and the set of five institutional variables for each G-24 country described in the section mentioned above.¹⁸ This third estimation is the one represented by Equation (2). The intention for the whole exercise was to determine the MFSI significance and robustness to explain each country's economic growth. Our econometric results are depicted in Table 4, Appendix V.

Columns two to four of Table 4 show the estimation results that includes all G-24 countries. According to the results described in column two, we can conclude that, in average for all countries, an increase of one percentage point in the MFSI index leads to 0.14 percentage points reduction in economic growth. The coefficient is statistically significant at the 1% level, and the regression R^2 equals 0.60. As a first robustness test, we added economic variables as control variables: foreign direct investment, family remittances income, gross domestic savings, and domestic private sector credit. All of them as a ratio to GDP. According to the results presented in the third column, the first three variables are statistically significant at the 1%, 5%, and 5% levels, respectively. Moreover, the MFSI coefficient maintained its magnitude and sign, and continued to be statistically significant at the 1% level. Furthermore, as a second robustness test, we added not only the economic variables mentioned before as control variables, but also the following institutional variables: government effectiveness, regulatory quality, rule of law, voice and accountability, and political instability. Column 4 of Table 4 presents the results obtained. The three economic control variables that were significant in the first robustness exercise continued to be significant, although at the 5%, 10%, and 10%, respectively. In addition, the institutional variables that represented government effectiveness, voice and accountability, and political instability resulted to be statistically significant at 1%, 10%, and 10% levels, accordingly. The MFSI coefficient maintained its magnitude and significance at the 1% level.

Columns five to seven of Table 4 describe the estimation results for Region I, the African countries that belong to the G-24 group. From the results depicted in column five, we can conclude that a 1% increase in the MFSI index produces a 0.07 percentage point reduction in economic growth of Region I. The coefficient is statistically significant at the 5% level and the regression R^2 is 0.55. Column six illustrates the results when the four economic control variables are included in the panel estimation. The MFSI coefficient is still

negative and statistically significant at 5% level, while family remittances income to GDP, and domestic private sector credit to GDP are significant to the 10% and 5% levels, respectively. Column seven shows the results when controlling for economic and institutional variables. Once again, the MFSI coefficient remains negative and statistically significant at the 5% level. In addition, foreign direct investment to GDP, family remittances income to GDP, and government effectiveness are statistically significant at 10%, 5%, and 1%, respectively. Therefore, estimation results are robust for Region I.

Panel regressions estimates for countries that belong to Region II, the Latin American countries that belong to the G-24 group, are depicted in columns eight to ten of Table 4. According to results depicted in column eight, an increase of 1 percentage point in the MFSI index leads to a reduction of 0.10 percentage points in economic growth of Region II. The coefficient is statistically significant at the 1% level and the regression R^2 is 0.67. Column nine presents the results obtained when adding economic control variables to the previous estimation. Once again, the coefficient of the MFSI is still negative and statistically significant at 1% level but its magnitude slightly decreased to 0.07. Furthermore, family remittances income, and gross domestic savings, both as a GDP ratio, were significant at the 10% and 1% levels, respectively. Moreover, column ten describes the econometric results obtained when adding institutional control variables. As in other cases, the MFSI coefficient remains negative and statistically significant at the 5% level. In addition, just gross domestic savings remained significant at the 1% level, and regulatory quality appears to be significant at the 5% level. Therefore, the MFSI index negative relationship with economic growth is robust when estimating panel regressions that include economic and institutional control variables.

Finally, columns eleven to thirteen of Table 4 present the panel regression results of Region III, the Asian economies that belong to the G-24. According to the results depicted in column eleven, a 1% increase in the MFSI index produces a 0.20% reduction in economic growth in Region III. The coefficient is statistically significant at the 1% level and the R^2 coefficient is 0.69. Column twelve presents the results when adding economic control variables. In this case, the MFSI index coefficient is still negative and statistically significant at the 1% level, while foreign direct investment ratio to GDP turned out to be significant at the 5% level. Likewise, when adding institutional control variables the MFSI coefficient remains significant along with foreign direct investment ratio to GDP. In this case, no institutional variables appeared to be significant, as depicted in column thirteen of Table 4. As in previous panel regression estimations, there is a strong, significant and robust inverse relationship between MFSI index and economic growth for Asian G-24 countries.

Overall, we found empirical evidence of a negative and significant relationship between economic growth and macroeconomic instability with a fixed effect panel model either when the whole countries are taken into account or when each region is estimated for apart.

17 The four economic control variables are: Net Foreign Direct Investment to GDP ratio; Family Remittances Income to GDP ratio; Gross Domestic Savings to GDP ratio; and Domestic Private Sector Credit to GDP ratio.

18 The five institutional control variables are: Government Effectiveness; Regulatory Quality; Rule of Law; Voice and Accountability; and Political Instability.



Conclusions

We built a Monetary and Fiscal Stability Index (MFSI) based on data for advanced economies and for G-24 members, and used it to establish a quantitative definition for macroeconomic stability. The MFSI is a volatility measure, which takes into account excess deviations of inflation, nominal exchange rate depreciation, and fiscal deficits to GDP from stability limits. Such limits are equivalent to two standard deviations above the average value of such variables during non-crisis years, for a selected group of eight advanced economies, which are the main trading partners of G-24 countries (US, UK, Euro Zone, China, Japan, Australia, New Zealand, and Canada).

Macroeconomic stability is defined as a maximum of 1% annual change in the MFSI. During the period 2005-2021 just eight G-24 economies could be defined as macroeconomically stable under this measure: China, Peru, Gabon, Philippines, Ivory Coast, Morocco, Ecuador, Guatemala and Mexico. The remaining economies registered either, moderate episodes of instability or a continuous and in some cases growing instability. Iran, Argentina and Venezuela were the more unstable economies in the sample (Lebanon became part of this group in the past two years), although the sources of such instability is due to local socio-political factors, which have affected their domestic economies. The COVID-19 outbreak has shaken macroeconomic stability in most G-24 economies since fiscal deficits to GDP ratios have widened to address resources to attend the pandemic. Nevertheless, it is expected to be just a temporary phenomenon.

Finally, we tested the effect of MFSI on economic growth, through a panel data estimation with both economic and institutional variables. We found that an increase on the MFSI has a significant and robust adverse effect on economic growth. This result holds when estimations are performed for all G-24 countries or for specific regions within the sample.

VI | References

- Afxentiou, P. (2000). Convergence, the Maastricht Criteria, and Their Benefits. *The Brown Journal of World Affairs*, Winter/Spring 2000, Volume VII, Issue I.
- Afxentiou, P., and Serletis, A. (2000). The Maastricht Criteria: Convergence and Economic Benefits. Department of Economics Working Paper, University of Calgary.
- Aoki, M. (1975). On a Generalization of Tinbergen's condition in the Theory of Policy to Dynamic Models. *The Review of Economic Studies*, 42 (2), 293-296.
- Bernanke, B. (2004). The Great Moderation. Remarks at the meetings of the Eastern Economic Association, February. <https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/20040220/>.
- Blanchard, O. (2020). Is There Deflation or Inflation in our Future? PIIE Policy Brief, April. <https://voxeu.org/article/there-deflation-or-inflation-our-future>.
- Böwer, U. (2021). A Double-Edged Sword – Can a Currency Board Help Stabilize the Lebanese Economy? *European Economy Economic Brief Series*. Economic Brief 068, December.
- Corden, M. W. (1991). Macroeconomic Policy and Growth: Some Lessons from Experience. In *Proceeding of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1990*.
- Fischer, S. (1992). Macroeconomic Stability and Growth. *Cuadernos de Economía*, 29 No. 87, pp. 171-186.
- Gaspar, V., Medas, P., and Perrelli, R. (2021). Global Debt Reaches a Record US\$226 trillion. *IMF Blog*, December.
- International Financial Statistics (IF). International Monetary Fund.
- Obstfeld, M., Alesina, A., and Cooper, R. (1997). Europe's Gamble. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1997, No. 2, pp. 241-317.
- Ocampo, J. A. (2005). A Broad View of Macroeconomic Stability. United Nations, Department of Economic and Social Affairs (DESA), Working Paper No. 1, October.
- Regional Economic Outlook, Middle East and Central Asia (2011, 2012 and 2015). International Monetary Fund, November.
- Regional Economic Outlook, Sub-Saharan Africa (2015-2017). International Monetary Fund. April 2015 and 2016, and October 2017.
- Regional Economic Outlook, Western Hemisphere (2015, 2019). International Monetary Fund. October.
- Summers, L. (2021). On Inflation, it's past time for team transitory to stand down. *Washington Post*, November 15.

Sutherland, D., Hoeller, P. (2013). Growth-Promoting Policies and Macroeconomic Stability. OECD Economics Department Working Papers, No. 1091.

Tinbergen, J. (1963). On the Theory of Economic Policy. Second edition, North-Holland.

World Bank (1992). Adjustment Lending Revisited Policies to Restore Growth. Edited by Vittorio Corbo, Stanley Fischer and Steven Webb, The World Bank, Washington D. C.

World Bank (2021). World Development Indicators. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.

World Bank (2021). Worldwide Governance Indicators. <https://databank.worldbank.org/source/worldwide-governance-indicators>

World Economic Outlook, WEO (2013, 2014, and 2021). International Monetary Fund. April 2013 and 2014, and October 2021.

Appendix I: G-24 members listed by region

Region I: Africa (11 countries)	Region II: Latin America and the Caribbean (10 countries)	Region III: Asia (8 countries)
Algeria (ALG)	Argentina (ARG)	China (CHI)
Côte d'Ivoire (CDI)	Brazil (BRA)	India (IND)
DR Congo (DRC)	Colombia (COL)	Iran (IRA)
Egypt (EGY)	Ecuador (ECU)	Lebanon (LEB)
Ethiopia (ETI)	Guatemala (GUA)	Pakistan (PAK)
Gabon (GAB)	Haiti (HAI)	Philippines (PIL)
Ghana (GAN)	Mexico (MEX)	Sri Lanka (SLK)
Kenya (KEN)	Peru (PER)	Syria (SYR)
Morocco (MOR)	Trinidad and Tobago (TYT)	
Nigeria (NIG)	Venezuela, Bolivarian Republic of (VEN)	
South Africa (SAF)		

Observers of the G-24 (4 countries)

- i) Angola
- ii) Indonesia
- iii) Saudi Arabia
- iv) United Arab Emirates

Selected Industrialized Countries (7 countries)

- i) Australia (AUS)
- ii) Canada (CAN)
- iii) China (CHI)
- iv) Japan (JAP)
- v) New Zealand (NWZ)
- vi) United Kingdom (UKD)
- vii) United States of America (USA)

Appendix II: Data sources

In this appendix, we describe the sources of data to build the MFSI, as well as the sources of data for economic and institutional variables employed in the panel data estimations. Table 1 presents the sources of data of economic variables for most countries with the exception of Algeria, Haiti and Venezuela. Sources of data for these three countries are described in Table 2. Sources of data for institutional variables are depicted in Table 3.

Variable	Description	Source
Economic Growth	year-to-year change in GDP, %	Moody's Statistical Handbooks (2005, 2009, and 2019), World Economic Outlook, IMF October 2021.
Domestic Inflation Rate	year-to-year variation in the Consumer Price Index, %	Moody's Statistical Handbooks (2005, 2009, and 2019), World Economic Outlook, IMF October 2021.
Nominal Exchange Rate Depreciation	%	Moody's Statistical Handbooks (2005, 2009, and 2019), International Financial Statistics (IFS), IMF.
Fiscal Balance share of GDP	%	Moody's Statistical Handbooks (2005, 2009, and 2019), World Economic Outlook, IMF October 2021.

Table 1. Sources of data for G-24 countries (it excludes Algeria, Haiti and Venezuela)

Variable	Description	Source
Economic Growth	year-to-year change in GDP, %	World Economic Outlook, October 2021, IMF
Domestic Inflation Rate	year-to-year variation in the Consumer Price Index, %	World Economic Outlook, October 2021, IMF
Nominal Exchange Rate Depreciation	%	International Financial Statistics (IFS), IMF
Fiscal Balance share of GDP	%	World Economic Outlook, October 2021, IMF

Table 2. Sources of data for Algeria, Haiti and Venezuela

Variable	Description	Source
Government Effectiveness	Percentile Rank	Worldwide Governance Indicators, World Bank, 2021
Regulatory Quality	Percentile Rank	Worldwide Governance Indicators, World Bank, 2021
Rule of Law	Percentile Rank	Worldwide Governance Indicators, World Bank, 2021
Voice and Accountability	Percentile Rank	Worldwide Governance Indicators, World Bank, 2021
Political Stability / Terrorism	Percentile Rank	Worldwide Governance Indicators, World Bank, 2021

Table 3. Sources of data for all countries

Appendix III: Country data

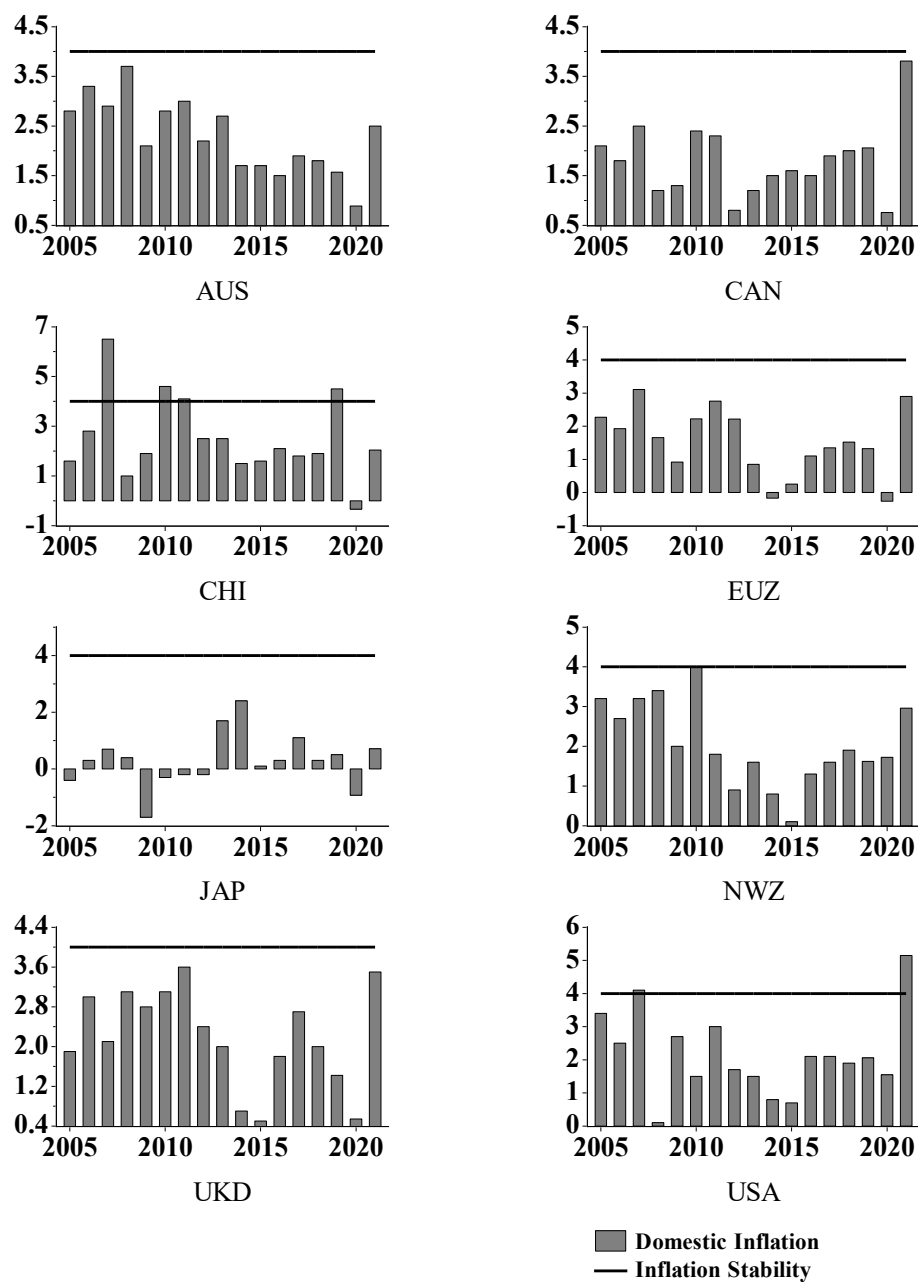


Figure 1. Advanced Economies: Inflation Stability 2005-2021

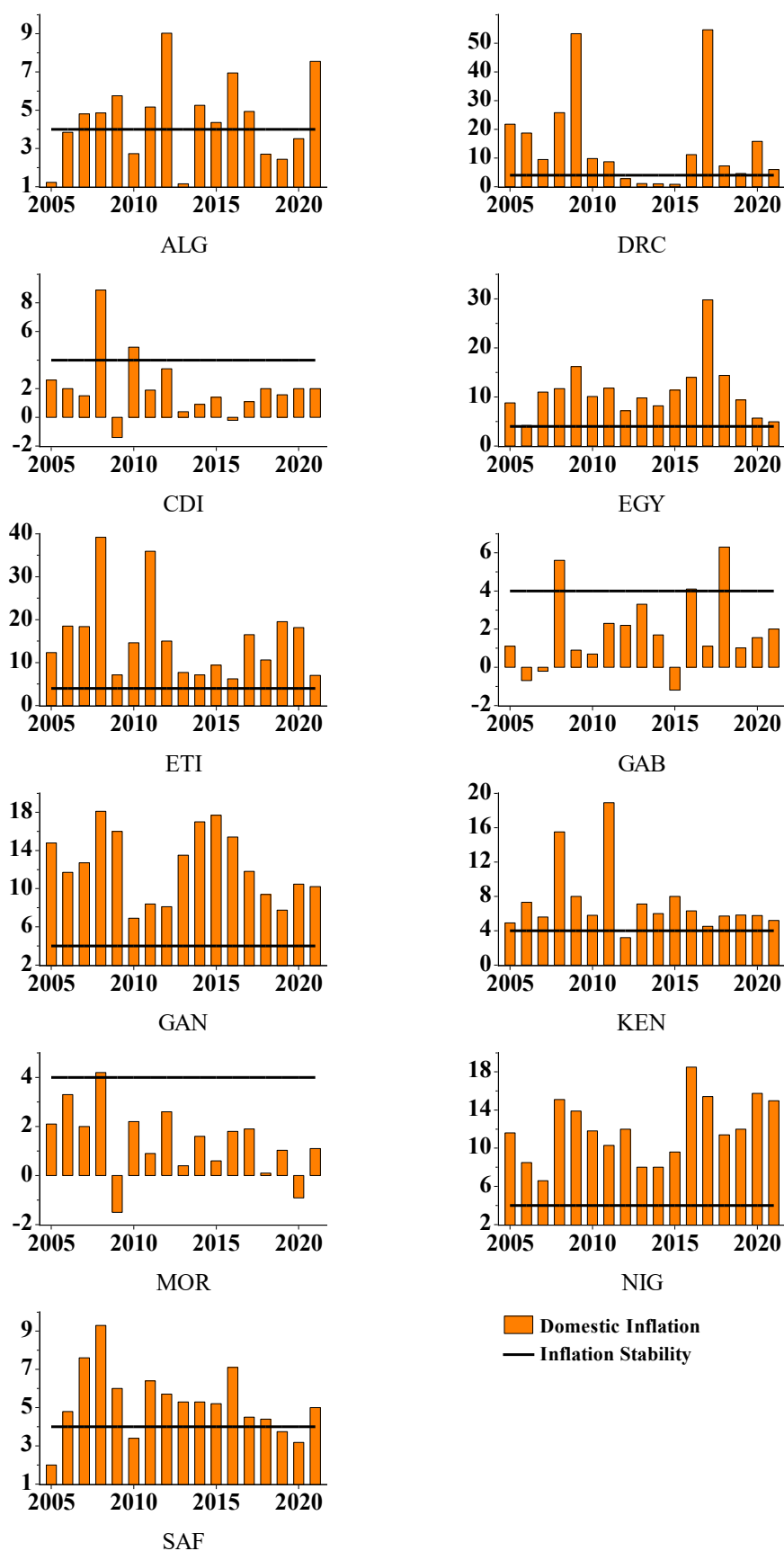


Figure 2. G-24 Region I (African Countries): Inflation Stability 2005-2021

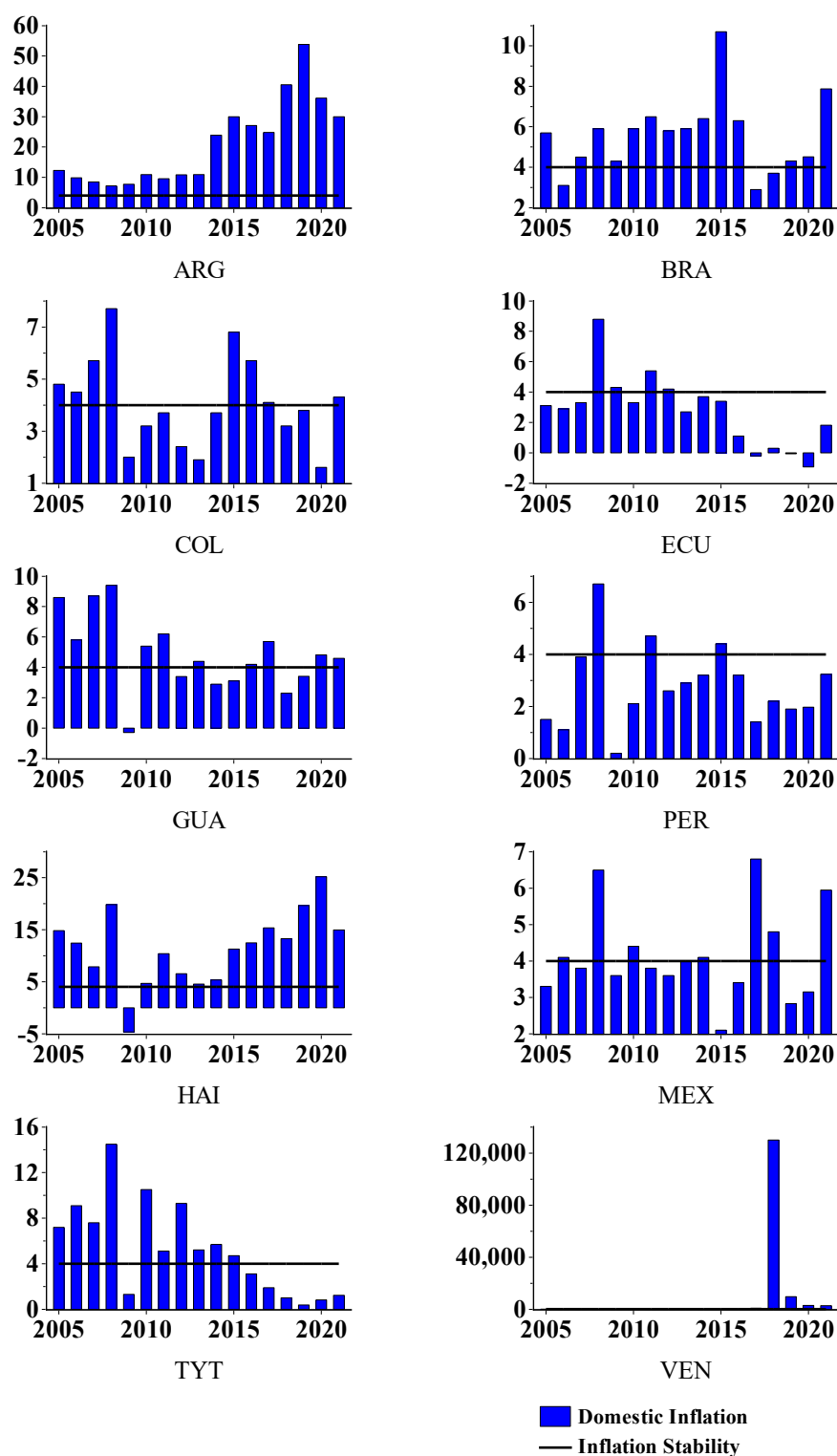


Figure 3. G-24 Region II (Latin American Countries): Inflation Stability 2005-2021

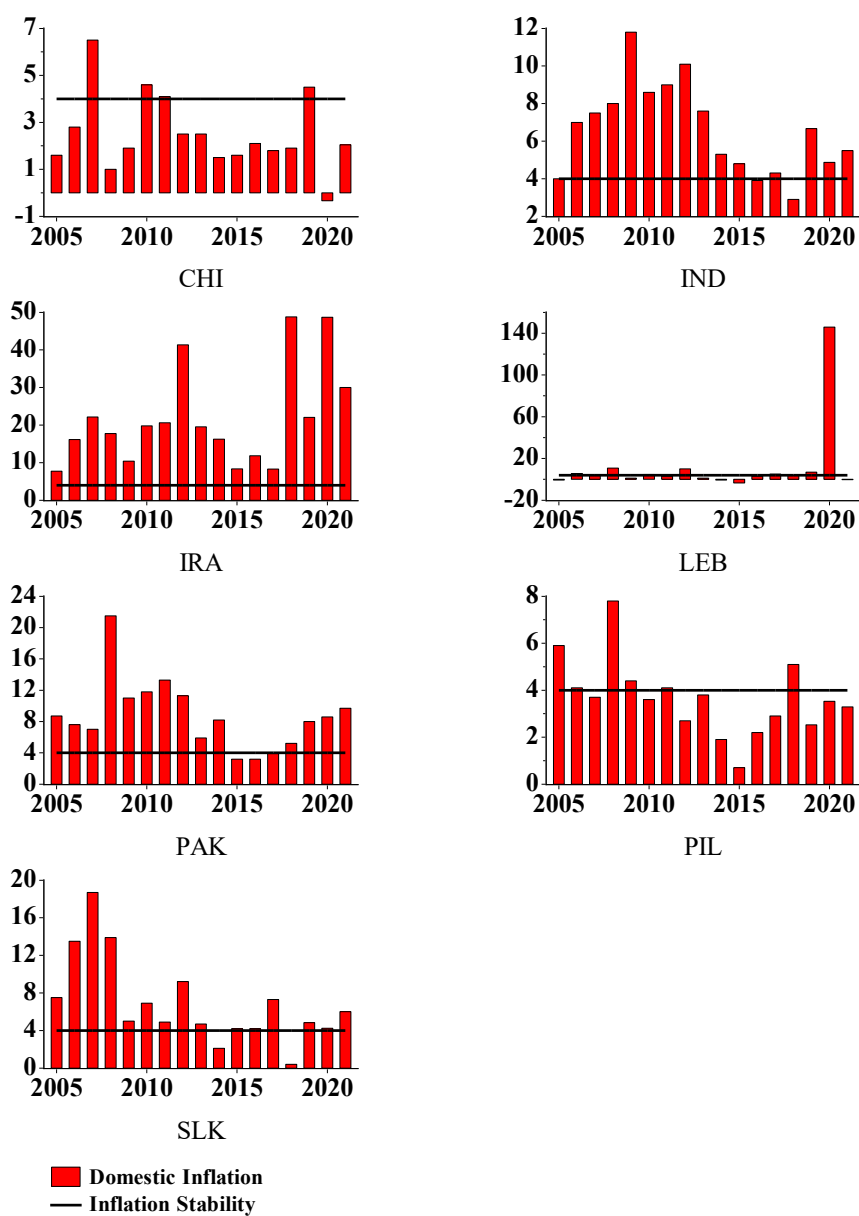


Figure 4. G-24 Region III (Asian Countries): Inflation Stability 2005-2021

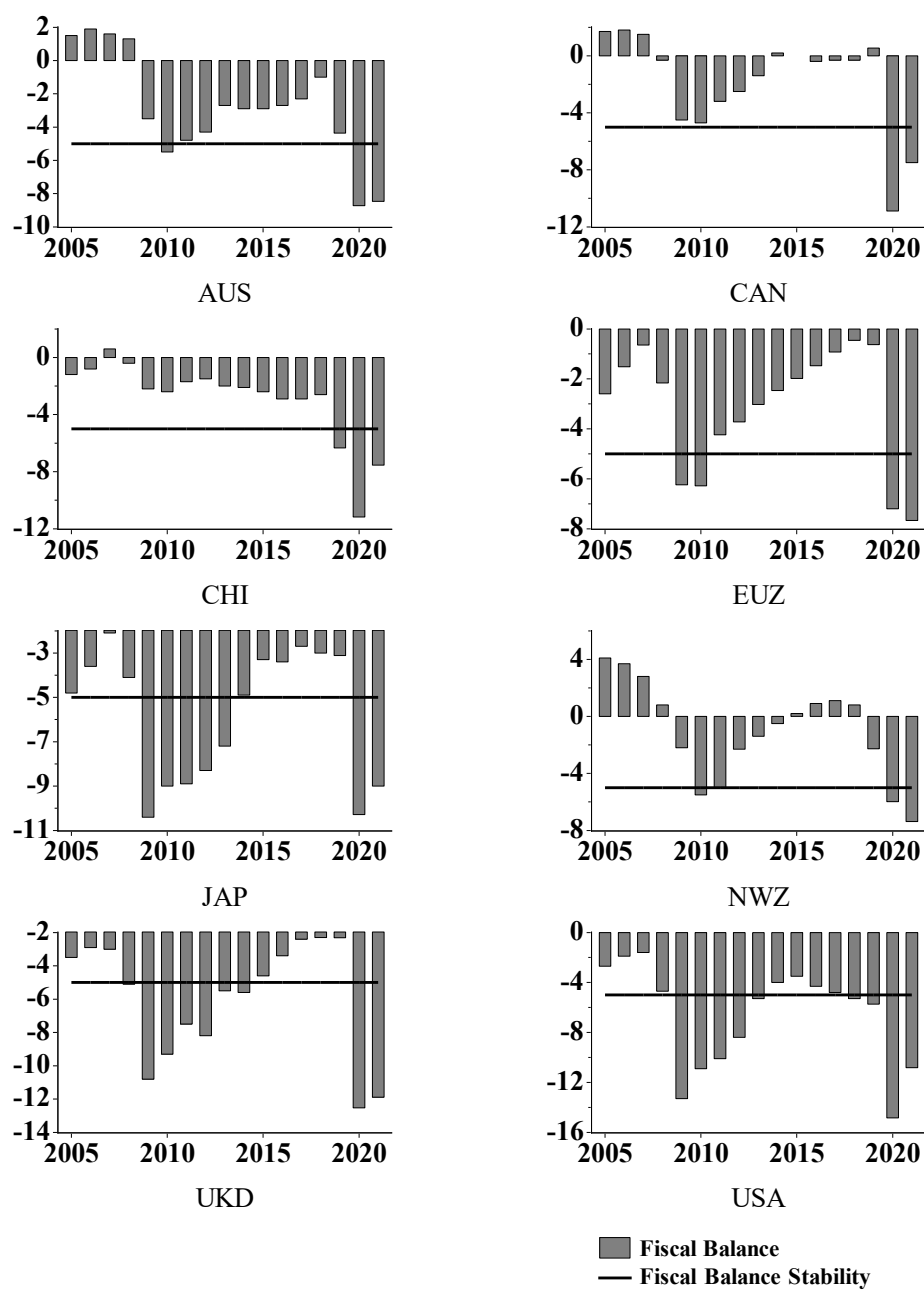


Figure 5. Advanced Economies: Fiscal Balance Stability 2005-2021

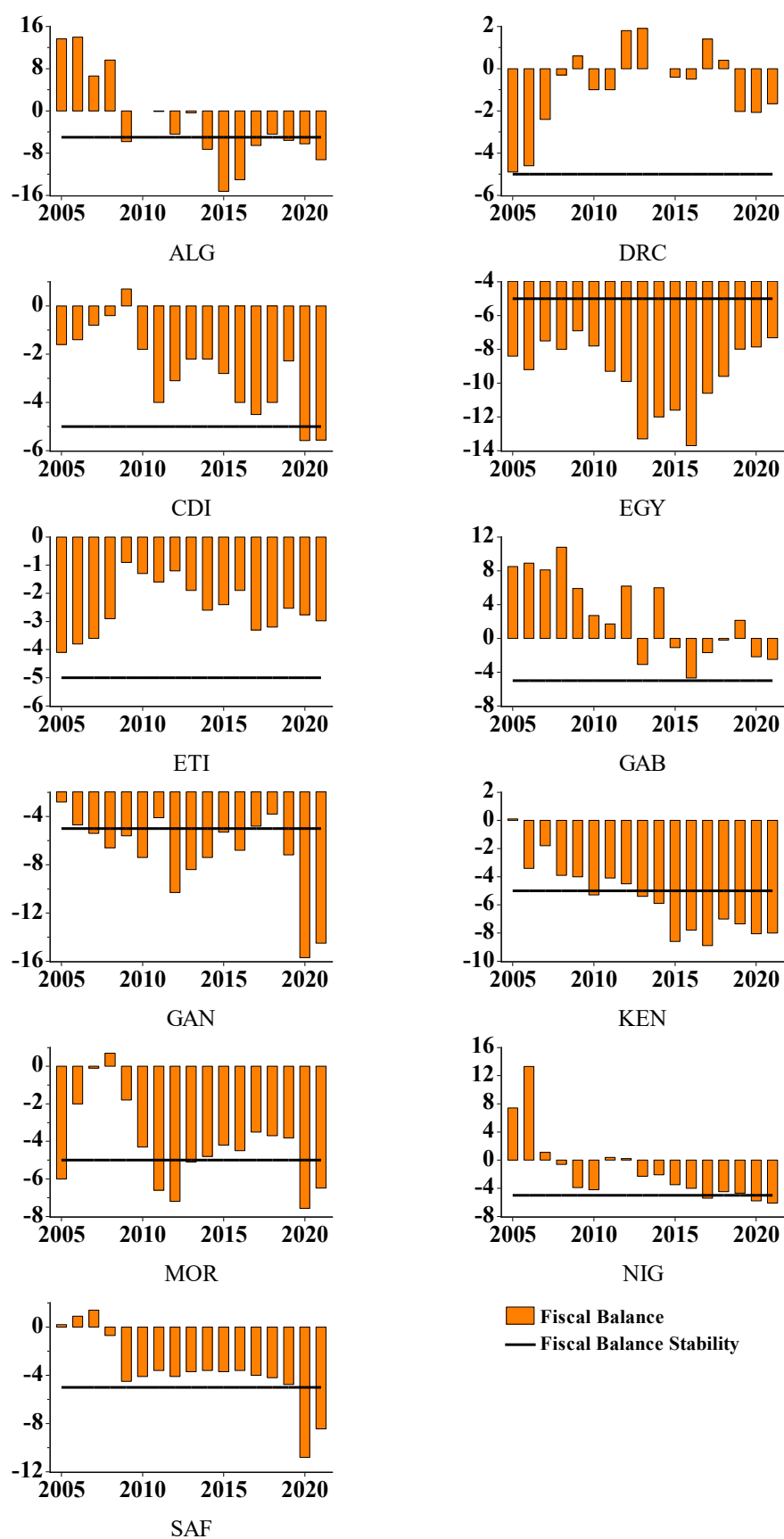


Figure 6. G-24 Region I (African Countries): Fiscal Balance Stability 2005-2021

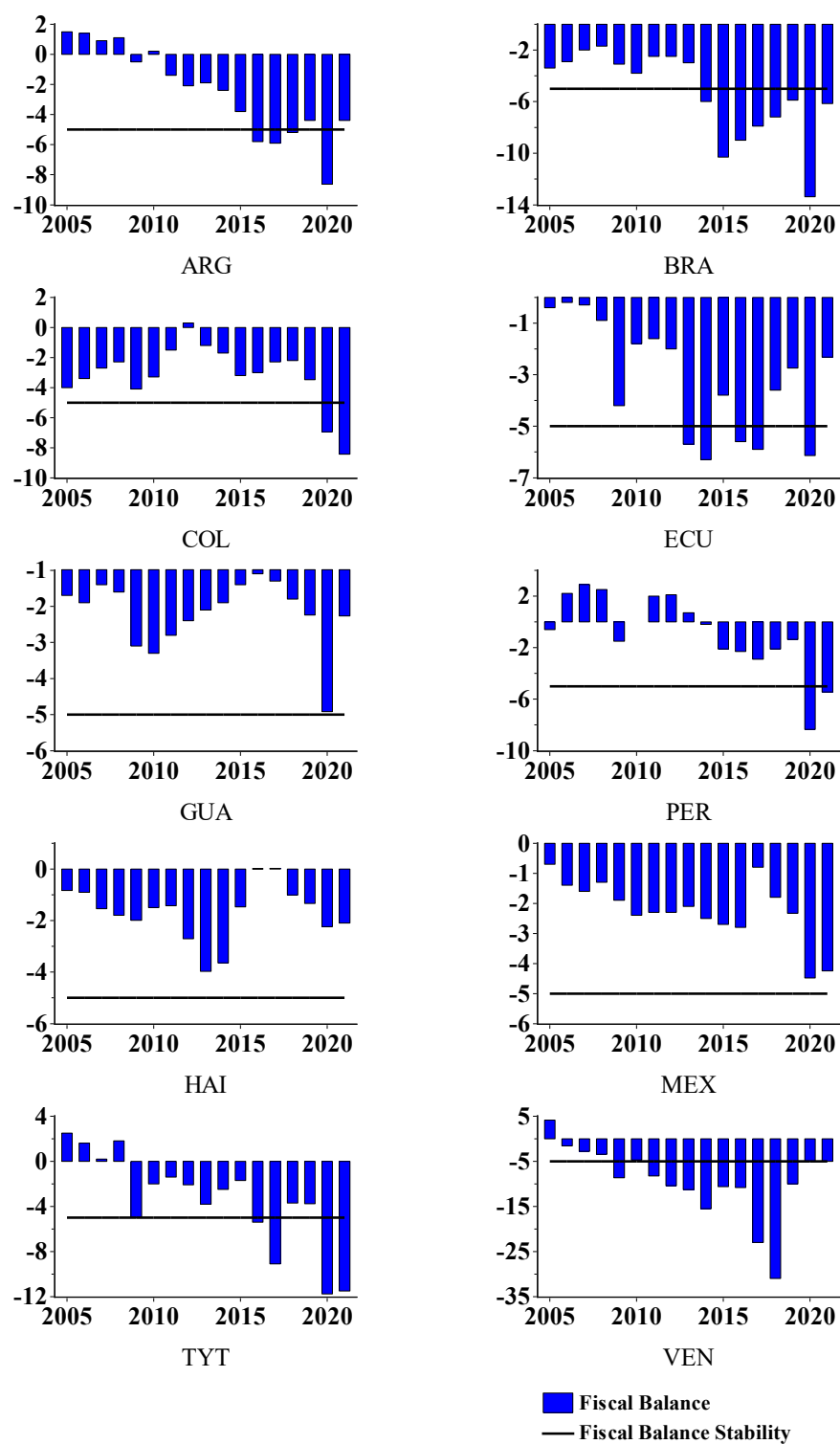


Figure 7. G-24 Region II (Latin American Countries): Fiscal Balance Stability 2005-2021

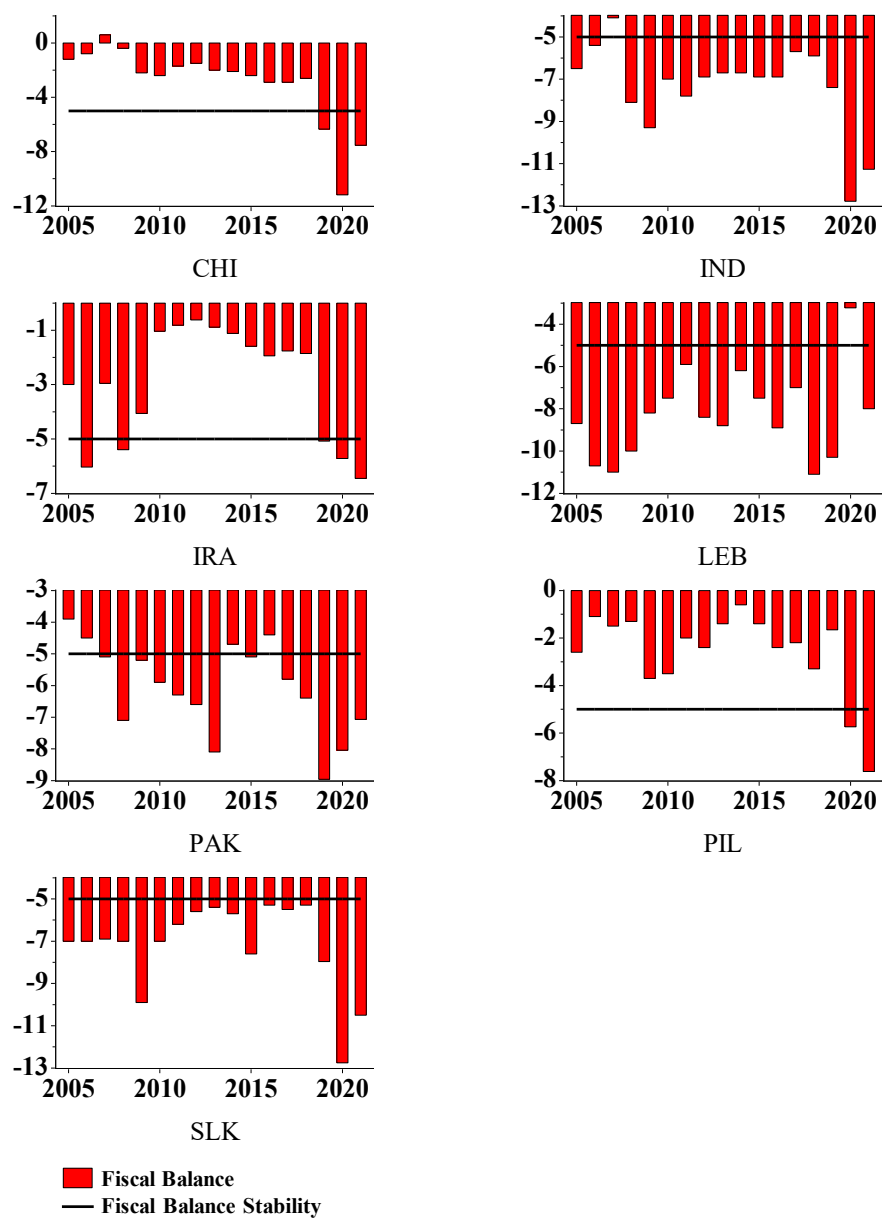


Figure 8. G-24 Region III (Asian Countries): Fiscal Balance Stability 2005-2021

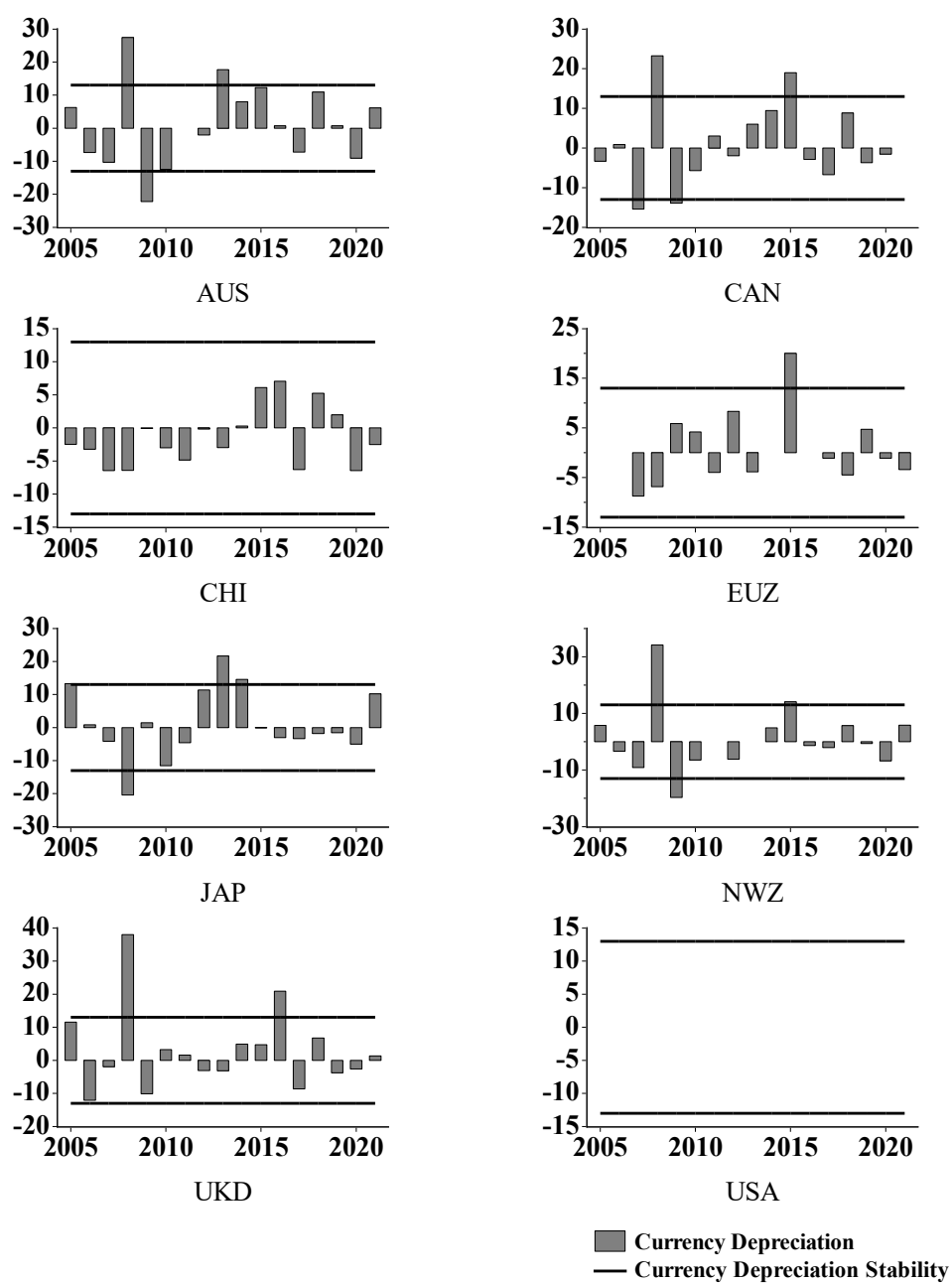


Figure 9. Advanced Economies: Currency Depreciation Stability 2005-2021

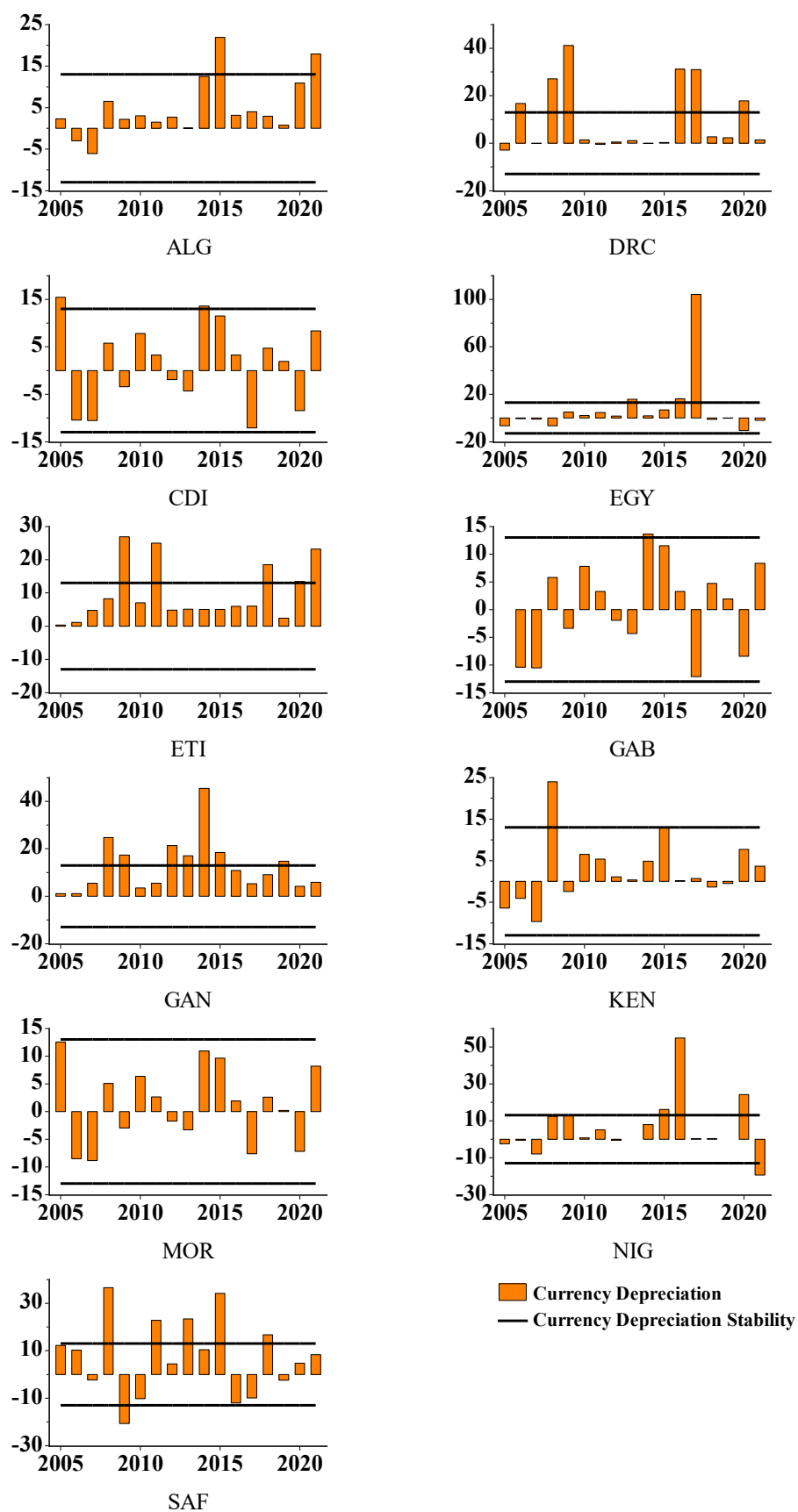


Figure 10. G-24 Region I (African Countries): Currency Depreciation Stability 2005-2021

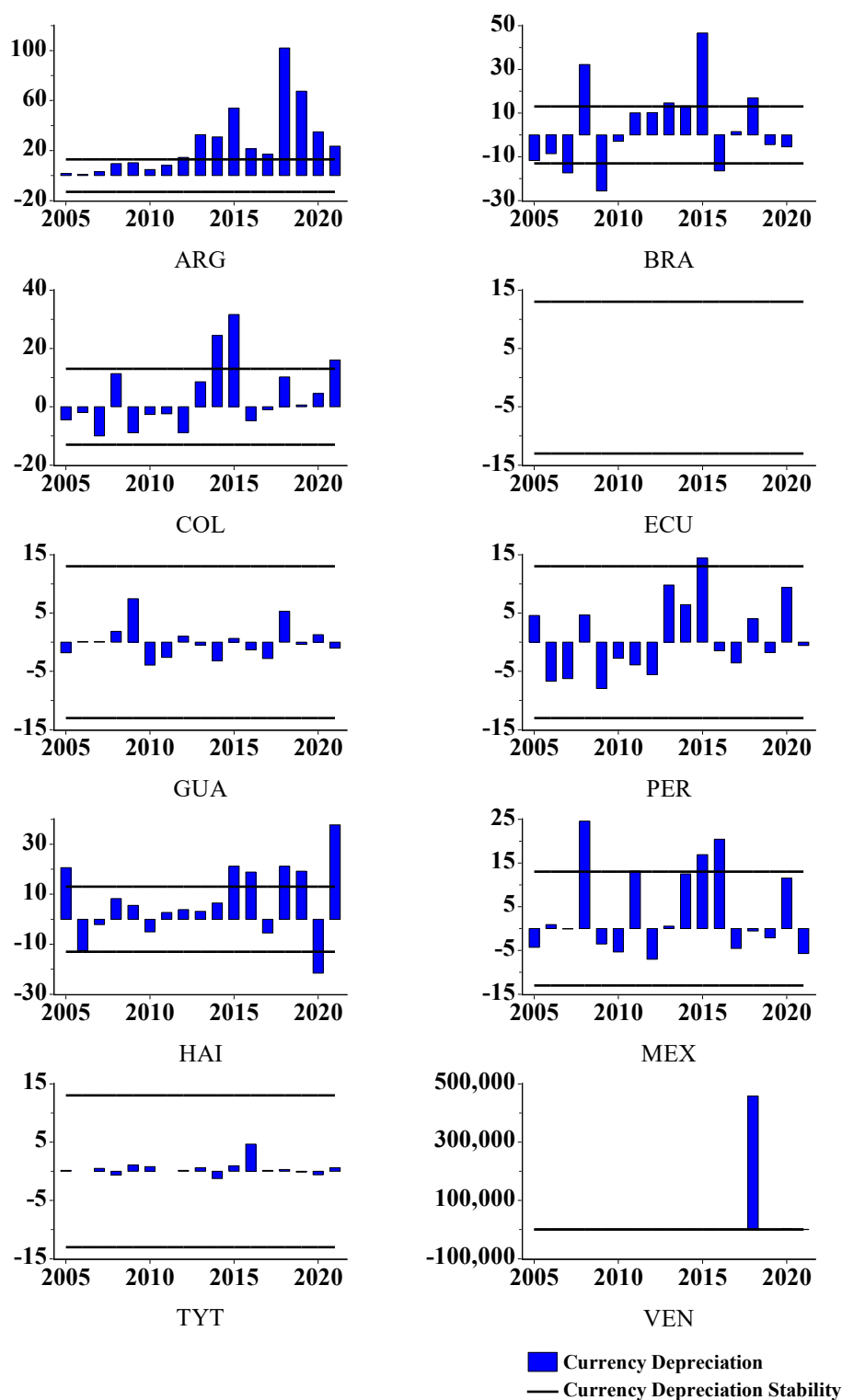


Figure 11. G-24 Region II (Latin American Countries): Currency Depreciation Stability 2005-2021

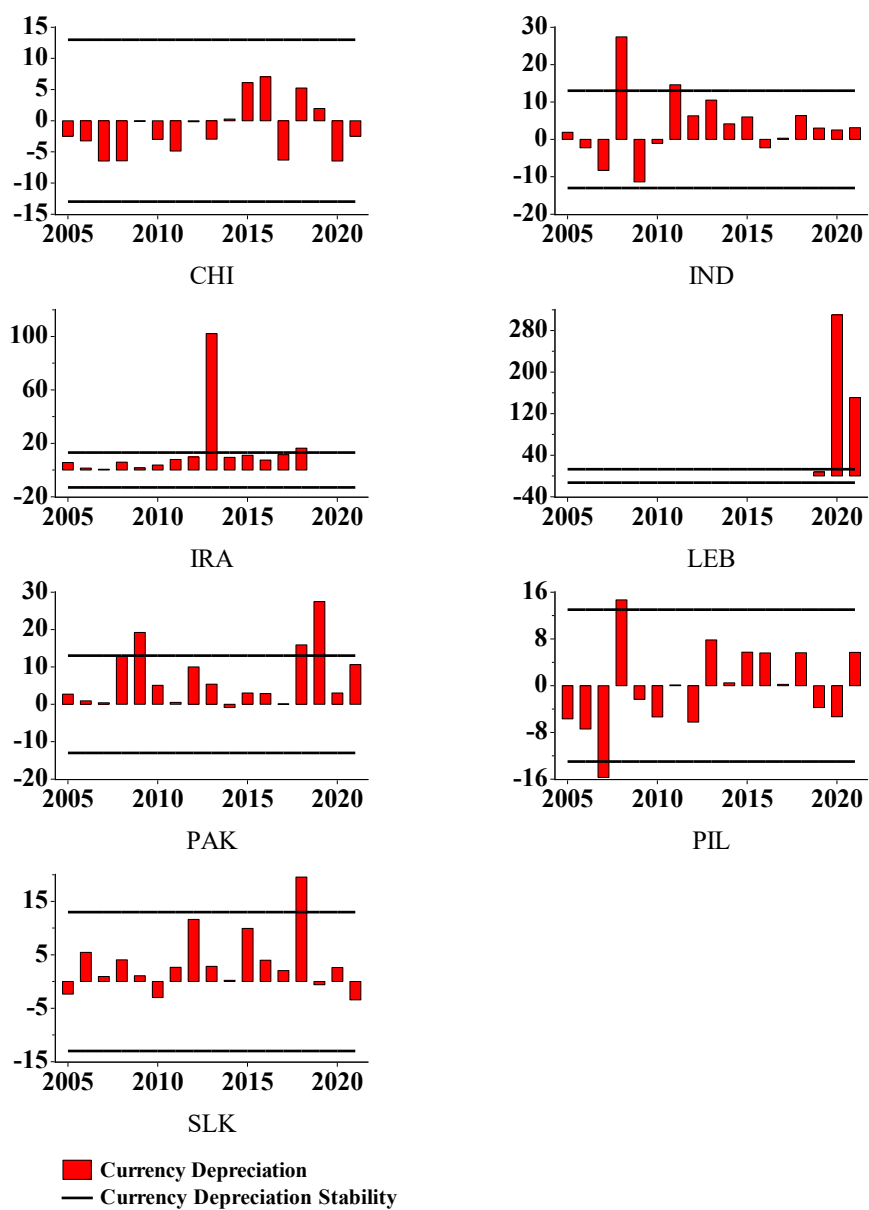


Figure 12. G-24 Region III (Asian Countries): Currency Depreciation Stability 2005-2021

Appendix IV: Monetary and fiscal stability indexes

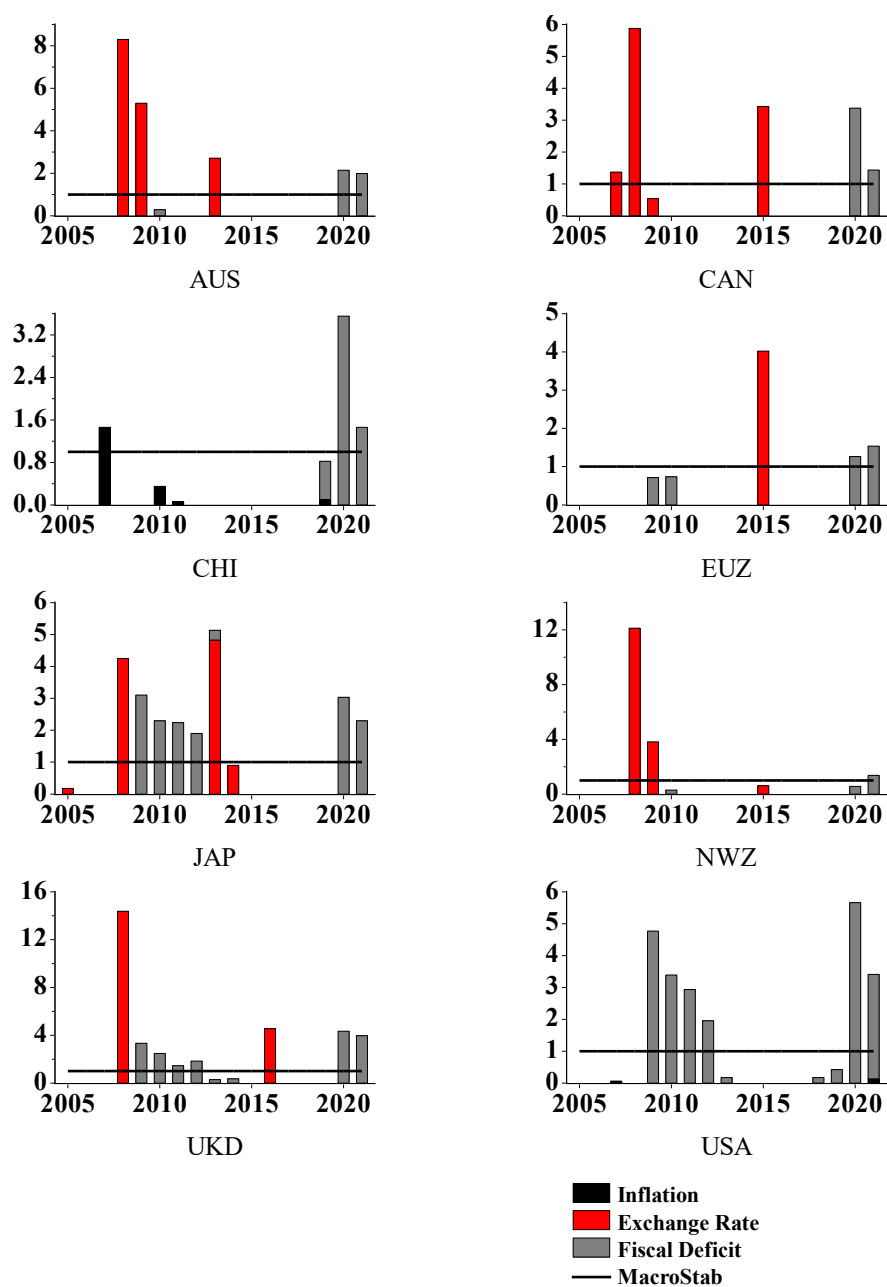


Figure 13. Advanced Economies: Monetary and Fiscal Stability Index, MFSI (%) 2005-2021

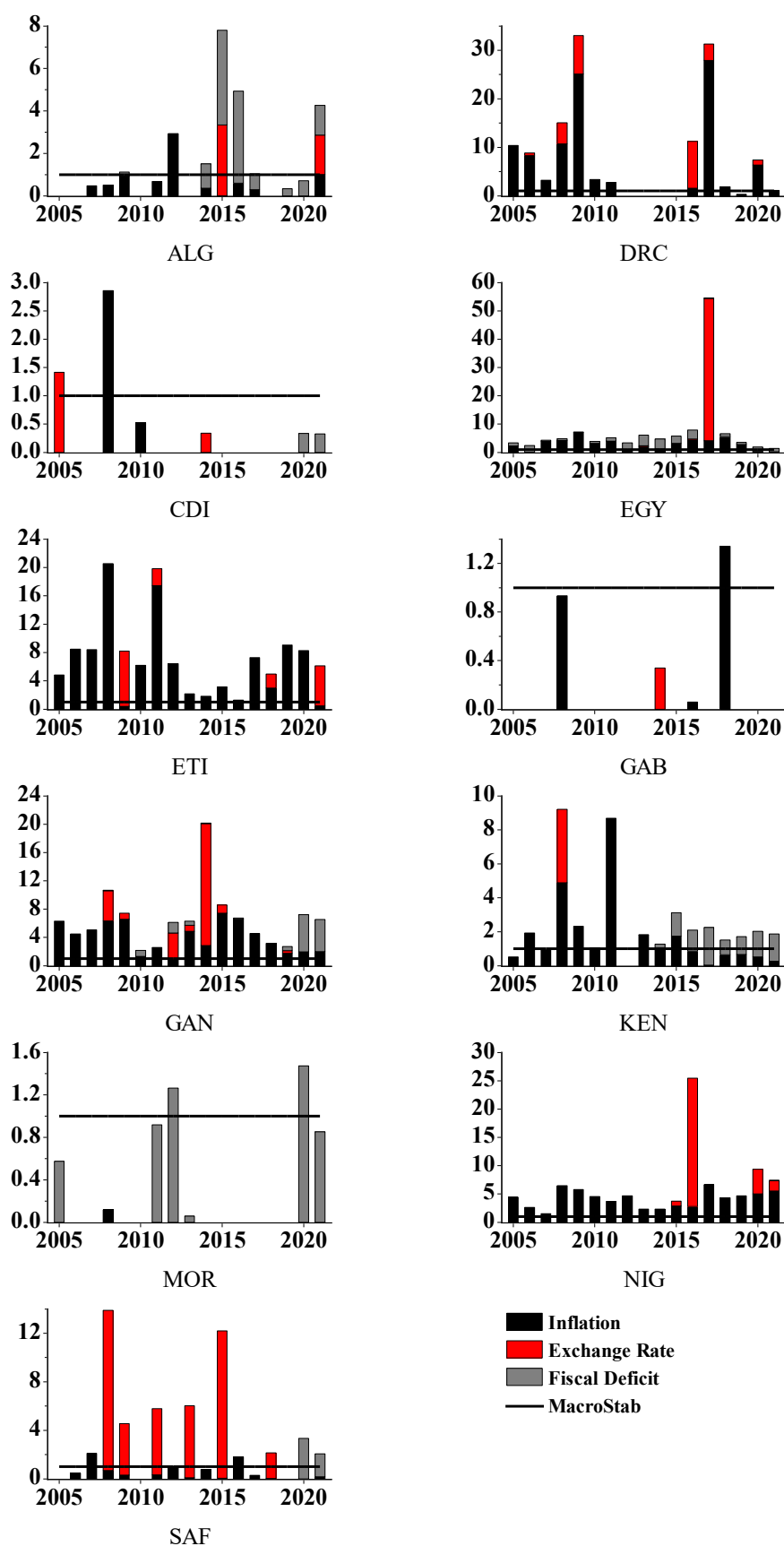


Figure 14. G-24 Region I (African Countries): Monetary and Fiscal Stability Index, MFSI (%) 2005-2021

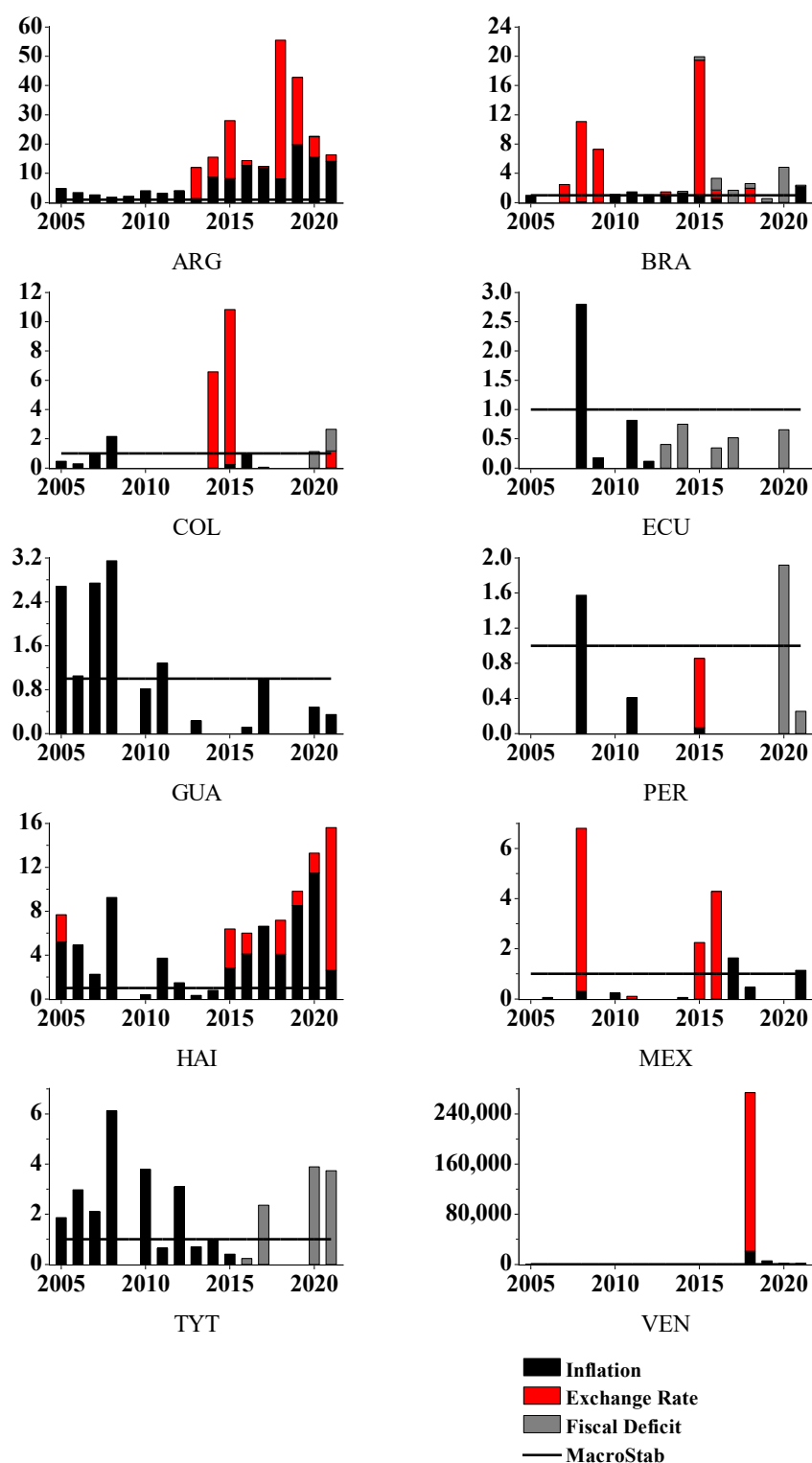


Figure 15. G-24 Region II (Latin American Countries): Monetary and Fiscal Stability Index, MFSI (%) 2005-2021

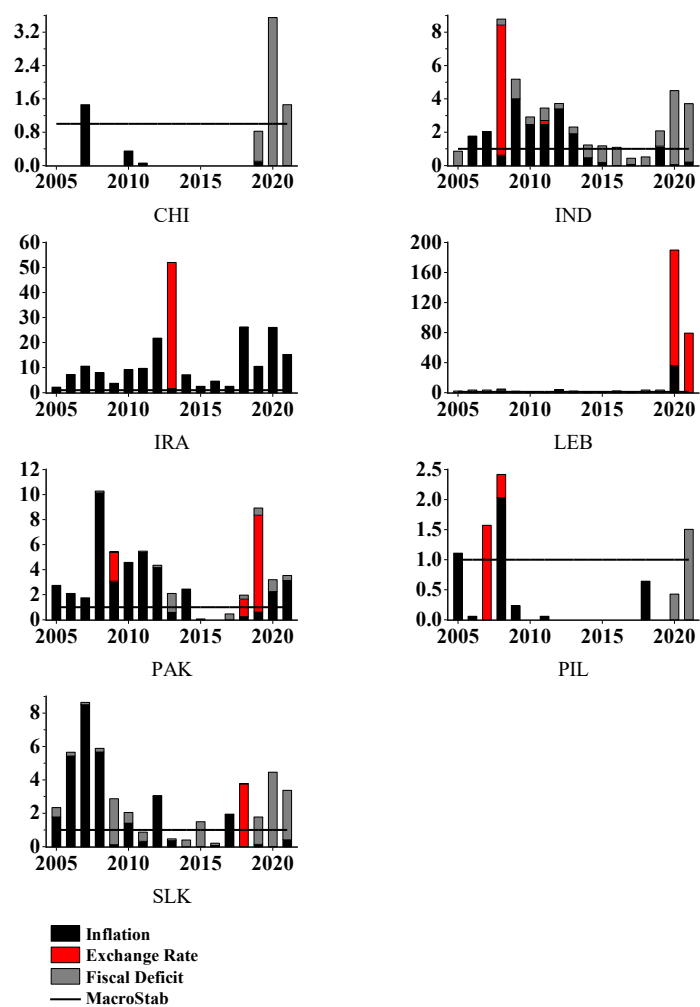


Figure 16. G-24 Region III (Asian Countries): Monetary and Fiscal Stability Index, MFSI (%) 2005-2021

Appendix V: Panel data estimation results

Variables	All countries			Region I			Region II			Region III		
	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t
$MFSI_t$	-0.14 *** (0.02)	-0.14 *** (0.02)	-0.14 *** (0.02)	-0.07 ** (0.04)	-0.08 ** (0.04)	-0.10 *** (0.04)	-0.07 * (0.04)	-0.08 ** (0.04)	-0.20 *** (0.04)	-0.21 *** (0.04)	-0.21 *** (0.04)	-0.21 *** (0.04)
fdi_t		0.27 *** (0.09)	0.21 ** (0.09)	0.18 (0.12)	0.19 * (0.11)		0.19 (0.26)	0.29 (0.27)		0.76 ** (0.32)	0.71 ** (0.33)	0.71 ** (0.33)
rem_t		0.19 ** (0.10)	0.18 * (0.09)	0.30 * (0.18)	0.38 ** (0.17)		0.26 * (0.15)	0.13 (0.17)		-0.11 (0.26)	-0.11 (0.28)	-0.11 (0.28)
sav_t		0.07 ** (0.03)	0.06 * (0.03)				0.43 *** (0.11)	0.4 *** (0.11)		0.05 (0.04)	0.08 (0.10)	0.08 (0.10)
$cred_t$				0.10 ** (0.04)	0.06 (0.04)							
gov_effec_t			0.08 *** (0.03)		0.17 *** (0.06)							-0.01 (0.07)
reg_qual_t								0.14 ** (0.06)				
$rule_law_t$			0.04 (0.03)		0.01 (0.05)			0.00 (0.05)				0.08 (0.10)
$voice_t$			-0.07 * (0.04)		-0.01 (0.07)			-0.10 (0.08)				-0.02 (0.13)
pol_inst_t			-0.01 * (0.03)		0.07 (0.06)			0.01 (0.05)				-0.06 (0.06)
Constant	4.45 *** (0.15)	1.24 (0.81)	0.32 (1.42)	4.97 *** (0.23)	-0.13 (1.56)	2.83 *** (0.24)	0.35 (0.24)	-6.54 * (3.04)	5.36 *** (0.33)	2.85 (2.76)	1.36 (4.65)	1.36 (4.65)
Observations	459	459	459	187	187	153	153	153	119	119	119	119
R^2	0.60	0.63	0.64	0.55	0.52	0.67	0.74	0.75	0.69	0.72	0.73	0.73
Adjust R^2	0.56	0.58	0.60	0.48	0.41	0.60	0.67	0.68	0.61	0.65	0.65	0.65

Source: Own Elaboration

Table 4: Panel Data Estimations on the Effect of MFSI Indexes on Economic Growth for G-24 countries

JUNTA MONETARIA*

Sergio Francisco Recinos Rivera
Presidente

José Alfredo Blanco Valdés
Vicepresidente

Miembros titulares

Alvaro González Ricci
Ministro de Finanzas Públicas

Janio Moacyr Rosales Alegria
Ministro de Economía

José Angel López Camposeco
Ministro de Agricultura, Ganadería y Alimentación

Duay Antoni Martínez Salazar
Electo por el Congreso de la República

Sergio de la Torre Gimeno
Electo por las asociaciones empresariales de comercio, industria y agricultura

Luis Rolando Lara Grojec
Electo por los presidentes de los consejos de administración o juntas directivas de los bancos privados nacionales

Henry Estuardo Castillo Villatoro
Electo por el Consejo Superior de la Universidad de San Carlos de Guatemala

Miembros suplentes

Carlos Roberto Arias Bouscayrol
Electo por las asociaciones empresariales de comercio, industria y agricultura

Carlos Humberto Aroche Sandoval
Electo por el Consejo Superior de la Universidad de San Carlos de Guatemala

Luis Fernando Samayoa Delgado
Electo por los presidentes de los consejos de administración o juntas directivas de los bancos privados nacionales

* Al 30 de junio de 2022

AUTORIDADES*

Sergio Francisco Recinos Rivera
Presidente

José Alfredo Blanco Valdés
Vicepresidente

Oscar Roberto Monterroso Sazo
Gerente General

Johny Rubelcy Gramajo Marroquín
Gerente Económico

Jorge Vinicio Cáceres Dávila
Gerente Financiero

Leonel Hipólito Moreno Mérida
Gerente Jurídico

Ivar Ernesto Romero Chinchilla
Gerente Administrativo

FUNCIONARIOS SUPERIORES*

**Departamento de Análisis
Macroeconómico y Pronósticos**
Eddy Roberto Carpio Sam
Director

David René Samayoa Gordillo
Subdirector

Jorge Salvador Samayoa Mencos
Subdirector

**Departamento de Investigaciones
Económicas**
Juan Carlos Castañeda Fuentes
Director

Carlos Eduardo Castillo Maldonado
Subdirector

**Departamento de Estadísticas
Macroeconómicas**
Víctor Estuardo Flores Súcite
Director

Ismael Herlindo Matías Vargas
Subdirector

**Departamento de Análisis de
Estabilidad Financiera**
Héctor Augusto Valle Samayoa
Director

Juan Carlos Catalán Herrera
Subdirector

**Departamento de Ejecución de Políti-
ca Monetaria, Cambiaria y Crediticia**
Marco Tulio López Quiñonez
Director

Ariel Wosbeli López Meléndez
Subdirector

Departamento Internacional
Víctor Manuel Vásquez García
Director

Neri Alfredo Juracán Par
Subdirector

**Departamento de Contabilidad
y Sistema de Pagos**
William Ariel Cano Hernández
Director

Edgar Iván León Ovalle
Subdirector

Jorge Guillermo Rodas Gomez
Subdirector

**Departamento de Emisión
Monetaria**
Luis Fernando Quintanilla Pereda**
Director

Edvin Ariel Morales y Morales
Subdirector

**Departamento de Análisis de
Riesgo de Reservas Monetarias
Internacionales**
**Leslie Nalinle Sánchez Barrios de
García**
Subdirectora

**Departamento de Tecnologías de
Información**
Mario Geovanni Cordova Gomar
Director

Luis Arturo González Pineda
Subdirector

**Departamento de Servicios
Administrativos**
Mario Roberto León Ardon
Director

Manuel Lizandro Ramírez Barrios
Subdirector

Departamento de Seguridad
Walter Emilio Barrios Guevara
Director

Kilian René Rayo Saravia
Subdirector

**Departamento de Comunicación y
Relaciones Institucionales**
Herberth Solórzano Somoza
Director

**Oscar Jorge Augusto Hernández
Ramírez**
Subdirector

**Departamento de Recursos
Humanos**
Juan Carlos Estrada Calvillo
Director

Gloria Edelmira Mayen Veliz de Velez
Subdirectora

Asesoría Jurídica
César Augusto Martínez Alarcón
Asesor III

Beatriz Eugenia Ordóñez Porta de Leal
Asesora III

Giovanni Paolo Vitola Mejía
Asesor II

Oficialía de Cumplimiento
Maynor Augusto Ambrosio Higueros
Oficial de Cumplimiento

Nelton Adolfo Navarro Aguilar
Oficial de Cumplimiento Suplente

Auditoría Interna
Juan Manuel Melendez Godínez
Auditor Interno

Walter Israú Córdova Citalán
Subauditor Interno

**Planificación y Desarrollo
Organizacional**
Marco Tulio Juárez Chavarria
Asesor II

Secretaría de la Junta Monetaria
Romeo Augusto Archila Navarro
Secretario

José Fernando Monteros Portillo
Subsecretario

* Autoridades y funcionarios superiores en ejercicio de funciones al 30 de junio de 2022.

** No ha tomado posesión del cargo de Director en el Departamento de Emisión Monetaria

Nota: Los nombres y apellidos se incluyen textualmente de acuerdo con la lista proporcionada por la Sección de Planificación y Relaciones Laborales del Departamento de Recursos Humanos del Banco de Guatemala.



Guatemala

Ciudad Guatemala

- 1) Biblioteca Central
7ª. avenida, 22-01, zona 1
- 2) Instituto "Dr. Carlos Federico Mora"
Calzada San Juan, 32-50, zona 7, colonia Centro-américa

Amatitlán

- 3) 5ª. calle y 4ª. avenida, esquina, barrio La Cruz

San José Pinula

- 4) Traslada a: Parcela No. 115, aldea San Luis, sector Letrán, Escuela Mixta No. 861

Alta Verapaz

Cobán

- 5) Calzada "Rabín Ajau", zona 11, salida a Chiseo
Instituto de la Juventud y el Deporte
- 6) 1ª. calle, 5-24, zona 2

Baja Verapaz

Rabinal

- 7) 4a. avenida, 2-37, zona 3

Salamá

- 8) 5ª. avenida, 6-21, nivel 2, zona 1

Chimaltenango

San Martín Jilotepeque

- 9) Plaza Central, frente a municipalidad

Patzún

- 10) 3a. calle, 5-48, zona 1, edificio municipal

Chimaltenango

- 11) 2ª. avenida, 2-20, zona 3, nivel 2

Zaragoza

- 12) 7a. avenida Norte, No. 3,

Chiquimula

Quezaltepeque

- 13) 3a. calle y 2ª. avenida, zona 2

Ipala

- 14) 2a. calle, 3-18, zona 1 nivel 2, edificio municipal

Olopa

- 15) Edificio municipal, nivel 2, barrio El Centro

Concepción Las Minas

- 16) Segundo nivel, mercado municipal

El Progreso

Guastatoya

- 17) Avenida Principal, contiguo al Banco G&T

El Jícaro

- 18) Edificio municipal, nivel 2

Escuintla

Escuintla

- 19) 3ª. avenida, 3-63, zona 1

Puerto San José

- 20) Avenida El Comercio

Santa Lucía Cotzumalguapa

- 21) 5a. calle, 3-39, zona 1, edificio municipal

Huehuetenango

San Antonio Huista

- 22) Cantón Central

San Mateo Ixtatán

- 23) Cantón Yolwitz

Malacatancito

- 24) 1a. calle A, 4-17, zona 1 barrio El Centro

Izabal

Puerto Barrios

- 25) 7ª. calle y 8ª. avenida, esquina, zona 1, parque
"José María Reyna Barrios"

Los Amates

- 26) Edificio municipal

Jalapa

Jalapa

- 27) Calle "Tránsito Rojas" 5-46, zona 6, nivel 2

San Luis Jilotepeque

- 28) Edificio municipal, barrio El Centro

Jutiapa

Asunción Mita

- 29) Instituto Nacional de Educación de Diversificado

El Progreso

- 30) Calle Principal y avenida Achuapa, Casa de la Cultura

Jutiapa

- 31) 4ª. avenida y 7ª. calle, zona 1

Petén

Melchor de Mencos

- 32) Escuela Municipal Bilingüe Intercultural barrio
El Arroyito

San Francisco

33) A la par del Puesto de Salud

San Luis

34) Edificio municipal

San Benito

35) 5a. avenida, entre 8ª. y 9ª. calles, zona 1

San Andrés

36) Edificio municipal

Quetzaltenango**El Palmar**

37) Edificio de la Cruz Roja

Coatepeque

38) Avenida Ferrocarril, barrio San Francisco, zona 3

Quetzaltenango

39) 12 avenida, 5-12, zona 1

Quiché**Pachalum**

40) Edificio mercado Central, nivel 4

Santa Cruz del Quiché

41) 3ª. calle, 4-00, zona 5, barrio La Sirena

Canillá

42) Edificio municipal

Santa María Nebaj

43) 3ª. avenida y 7ª. calle, zona 1, cantón Tutz'al

Retalhuleu**Champerico**

44) Avenida del Ferrocarril, a un costado del parque Central, nivel 2

San Felipe

45) 3ª. avenida, 2-44, zona 1 Edificio municipal

Sacatepéquez**Antigua Guatemala (cerrada temporalmente)**

46) Portal Las Panaderas 5ª. avenida Norte, No. 2, nivel 2

Sumpango

47) 0 avenida, 1-18, zona 3

San Marcos**San Marcos**

48) 9ª. calle, 7-54, zona 1

Tecún Umán

49) 1ª. avenida, entre 3ª. y 4ª. calles, zona 1

Santa Rosa**Chiquimulilla**

50) 1ª. calle B y 2ª. avenida, zona 1, edificio municipal

Barberena

51) Parque Central, 4a. calle y 4a. avenida, zona 1

Guazacapán

52) Edificio municipal, nivel 2

Sololá**Sololá**

53) 7a. avenida, 8-72, zona 2, nivel 2

Suchitepéquez**Mazatenango**

54) 7ª. calle, 3-18, zona 1

Totonicapán**Totonicapán**

55) 7a. avenida y 5a. calle, zona 1, nivel 2

Zacapa**Zacapa**

56) 4a. calle, 14-32, zona 1, nivel 2

Gualán

57) Barrio El Centro, edificio municipal, nivel 2

Estanzuela

58) 1a. calle, 2-00, zona 1

Río Hondo

59) 6a. calle, 2-49, zona 1, edificio municipal



44.291

63.772

26.417

¡Trabajando para los guatemaltecos!

06.381