

Relación entre la emisión monetaria y el nivel de los precios un análisis global con técnicas de cointegración (1995-2015)

Relationship between monetary issuance and price level a global analysis with cointegration techniques (1995-2015)

Andrés Peñarreta¹ | Jimmy Rocano²

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

²Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

Andrés Peñarreta, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: andrés.peñarreta@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Julio 2020

Fecha de aceptación

Diciembre 2020

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

La relación entre la emisión monetaria y el nivel de precios es un tema estudiado durante mucho tiempo, debido al impacto de esta relación en las distintas economías a nivel mundial. El objetivo de la investigación fue examinar el efecto de la emisión monetaria en el nivel de precios durante el período 1995-2015, para un amplio grupo de países, los cuales fueron agrupados según su nivel de ingresos per cápita. Los datos fueron recopilados del World Development Indicators (2016). La información fue analizada con técnicas de cointegración y mediante un modelo de corrección de error. Encontrándose una relación de equilibrio a largo plazo entre la emisión monetaria y la tasa de inflación; mientras que con el modelo de corrección de errores se determinó la existencia de una relación entre las variables a corto plazo. Además, la prueba de causalidad de Granger mostró la existencia de causalidad entre las variables, lo que significa que la emisión monetaria puede afectar a la tasa de interés. Entonces, debe existir un análisis y toma de decisiones continuo de los agregados monetario para mantener un equilibrio adecuado del nivel de precios, sobre todo en el largo plazo, por lo que se requiere el fortalecimiento de las instituciones que se encargan del control de las variables analizadas.

Palabras clave: Inflación. Oferta Monetaria. Economía Monetaria. Cointegración.

Códigos JEL: E31. E51. C33. N10.

ABSTRACT

The relationship between monetary issuance and the price level is a topic that has been studied for a long time, due to the impact of this relationship in different economies worldwide. The objective of the research was to examine the effect of monetary issuance on the price level during the period 1995-2015, for a broad group of countries, which were grouped according to their per capita income level. The data were collected from the World Development Indicators (2016). The information was analyzed with cointegration techniques and using an error correction model. Finding a long-run equilibrium relationship between monetary issuance and the inflation rate; while with the error correction model, the existence of a relationship between variables in the short run was determined. In addition, the Granger causality test showed the existence of causality between the variables, which means that monetary issuance can affect the interest rate. Therefore, there must be a continuous analysis and decision making of the monetary aggregates to maintain an adequate equilibrium of the price level, especially in the long term, which requires the strengthening of the institutions in charge of the control of the variables analyzed.

Keywords: Inflation. Money supply. Monetary Economics. Cointegration.

JEL codes: E31. E51. C33. N10.

1 | INTRODUCCIÓN

En los últimos años, la relación entre el suministro de dinero y el nivel de precios ha sido uno de los principales temas de interés para economistas, investigadores y responsables de política. Esto debido a que una clara comprensión de la relación entre estas variables macroeconómicas es de crucial importancia, especialmente para los responsables de la política, con la finalidad de garantizar el diseño de políticas efectivas de estabilización macroeconómica y su implementación de manera efectiva. Aunque la teoría económica sugiere los mecanismos, a través de que estas variables podrían influirse mutuamente, el tema ha sido objeto de considerables debates. Con los años se han desarrollado una serie de enfoques que nos permiten explorar completamente la causalidad subyace a la conexión entre estas variables.

La inflación es siempre y en todo lugar un fenómeno monetario concluyo Friedman (1976) y en eso fundamento su análisis sobre la teoría cuantitativa del dinero la cual nos lleva a aceptar que el crecimiento de la cantidad de dinero es el principal determinante de la tasa de inflación, sin embargo, esta afirmación no es teórica sino empírica y de ahí que surge la pregunta. ¿Es la inflación siempre y en todas partes un fenómeno monetario?

La opinión de que la inflación es siempre y en todas partes un fenómeno monetario tiene una larga tradición basada en la teoría cuantitativa del dinero (QTM). En su explicación más simple, la QTM dice que los cambios en el crecimiento de la oferta monetaria son seguidos por cambios iguales en la tasa de inflación y, a través de la fuerza de la Efecto Fisher, en la tasa de interés nominal. La QTM es una medida de la extensión a lo que los movimientos de inflación pueden explicarse por fuerzas puramente monetarias.

Muchos economistas en la actualidad argumentan que cuando se analiza durante un período suficientemente largo la inflación es en todas partes un fenómeno monetario. Sin embargo, esta visión "monetarista" no siempre ha sido generalizada. Antes del aumento de la inflación en la década de 1970, muchos economistas, al analizar el fenómeno, no estaban dispuestos a mirar en el stock de dinero la fuente de las (bajas) tasas de inflación de ese momento.

Aunque también hay que reconocer que recientemente, los bancos centrales han ido abandonando los agregados monetarios como objetivos intermedios de política monetaria, ya que hoy en día la política monetaria se implementa a través del manejo de la tasa de interés, mientras que el dinero desempeña un rol pasivo. La inestabilidad de los agregados monetarios, especialmente hoy, cuando existe mucha innovación financiera, ha llevado a que la tasa de interés predomine sobre los agregados monetarios como instrumento de política monetaria, de acuerdo con la que propuso Poole (1970). No obstante, el análisis de la interacción de estas dos variables y el entendimiento de las mismas es aún de suma importancia para los economistas, investigadores y responsables de la política económica.

Esta investigación aporta nuevos conocimientos sobre el problema que significa la inflación a nivel mundial, cuyo objetivo principal es examinar el efecto de la emisión monetaria medida por M3 sobre las tasas de inflación, de manera que sea posible verificar la hipótesis de que un aumento en las emisiones monetarias (M3) en los distintos países genera un mayor crecimiento en las tasas de inflación.

Este documento está estructurado de la siguiente forma. Tras esta introducción, la segunda sección contiene una breve revisión de la literatura previa. En la tercera sección describimos los datos y la metodología utilizada, en donde derivamos el modelo teórico. En la cuarta sección discutimos los resultados encontrados. En la quinta sección constan las conclusiones de la investigación y las posibles implicaciones de política económica.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA

El origen de los estudios que analizan la relación entre la emisión de dinero y el nivel de precios o inflación se encuentra en los intentos por explicar la inflación que se produjo en Europa tras el descubrimiento de América con las grandes entradas de metales preciosos. Es así que el estudio de la relación entre estas variables viene desde mediados del milenio pasado hasta la actualidad. Es así que se puede considerar que el inicio del estudio de la relación entre estas variables se remonta a fines del siglo XV y más específicamente a los estudios realizados por Nicolás Copérnico, quien fue llamado por la corona con el fin de encargarle una reforma monetaria que ayudase a resolver el problema que tenía el país con la multiplicidad de monedas en circulación, y además quien publicaría el libro *Monetae cudendae ratio* (1526) donde concluye y propone la creación de una casa de la moneda única, sin embargo, sus propuestas no fueron adoptadas.

En sus inicios, esta relación se la denominó "Teoría de la determinación monetaria de los precios", en donde sus máximos representantes fueron Jean Bodin (1568), Locke (1691), y Hume (1752), en los cuales se evidencia la relación entre los niveles de los precios y el dinero, no obstante, se mantuvo neutral el dinero. A partir del siglo XX, es a Fisher (1911) a quien se le atribuye una relación más desarrollada, ya que formuló una de las versiones de la teoría cuantitativa, es decir, fue él quien establecería matemáticamente la relación entre el dinero y la inflación. Fisher estableció la ecuación de cambio basada en la idea de que cualquier compra o venta que se haga en una economía se hace con dinero.

A raíz de la gran depresión de los años 30, y, en contradicción al enfoque clásico, surge la perspectiva keynesiana. Keynes apuesta por una visión radicalmente distinta, con la inclusión central de los elementos reales (Keynes 1936). En la Teoría General plantea la vinculación entre las variables reales y monetarias a través de los tipos de interés y señala que los precios pasan a ser determinados por la demanda efectiva en lugar de serlo por la cantidad de dinero.

En contraposición a Keynes nace el enfoque monetarista de la mano de Milton Friedman (1976) quien forja la teoría cuantitativa del dinero, la cual se basa en dos proposiciones. La primera, en el largo correr hay una proporcionalidad entre el crecimiento del dinero y la inflación, es decir, cuando el crecimiento del dinero aumenta en x porcentaje, la inflación también aumenta en x tanto por ciento. Además, como una contra postura a la idea de que la demanda de dinero depende del tipo de interés (planteado por Keynes), se teoriza la estabilidad de la demanda.

En torno a esto, existe una amplia literatura que precisamente estudia la relación entre la emisión monetaria y la tasa de inflación, la cual puede clasificarse en dos grupos. En el primero, están los estudios realizados para los países con mayores ingresos del globo o economías desarrolladas. En segundo lugar, se encuentran los trabajos realizados para las economías en desarrollo o países subdesarrollados.

En la literatura sobre economías desarrolladas existe algunas estimaciones de la dirección y la fuerza de la relación entre dinero y precios. Batini y Nelson (2002) estudiaron los casos de los Estados Unidos e Inglaterra utilizando promedios de seis meses o un año de tasas de cambio en dinero y precios. Encuentran que, para los Estados Unidos, los cambios en el dinero condujeron cambios en los precios entre 12 y 31 meses en el período de 1953 a 1979, y con rezagos más largo y más débil (hasta 49 meses) en el período posterior a 1980. Para Inglaterra, los cambios en el dinero condujeron a la inflación en seis meses en el período de 1953 a 1979 y dos años después de 1980. Utilizando conjuntos de datos muy largos (de 1871 a 2000 para los Estados Unidos y de 1835 a 2000 para el Reino Unido), encontraron que cambios en la cantidad dinero podría conducir a la inflación de uno a dos años.

Así mismo, para el caso de China, Chow (1987) sostiene que la teoría cuantitativa del dinero parece ser una explicación plausible del proceso inflacionario en China durante el período 1952-1983. Sin embargo, existen artículos que sostienen conclusiones contradictorias como Peebles (1992), que si bien reconoce las diferencias institucionales de la economía China con respecto a otras economías de mercado muy desarrolladas, sostiene que la teoría cuantitativa no ayuda a comprender la asociación histórica entre el dinero y los precios en China. Un poco más apartado a estos criterios aparece Huang (1995), quien concluye que las fuerzas monetarias explican razonablemente los movimientos de precios en China en el período de la preforma, sin embargo, no tienen contenido predictivo en la economía posterior a la modificación de las emisiones.

Para países con ingresos medios bajos, la relación entre las emisiones monetarias y la inflación no son concluyentes, tal es el caso de los países del Magreb (Argelia, Marruecos y Túnez), en donde utilizando la prueba de causalidad de Grange (1986) concluyen que resultados no tienden a respaldar la teoría de que el dinero y los precios tienen una relación a largo plazo, es decir, que no tienden a separarse en el largo plazo. Sin embargo, como sugirió Granger (1986), el dinero y los precios podrían aún integrarse si se incluyesen en las regresiones de cointegración otras variables, que pueden haber influido en los precios además de una causalidad unidireccional del dinero a los precios en el caso de Marruecos y Túnez; está en concordancia con la visión del monetarista de que el dinero precede y causa inflación (Benamar, Abdelhak ,2011).

De igual forma, Argentina parece mantener contradicciones con la teoría, Gabrielli, Mc Candless, Rouillet (2004) muestran que sus principales resultados son muy diferentes a los encontrados para los países desarrollados. El marco de tiempo para las correlaciones más altas de precios y dinero es mucho más corto en Argentina que para los EE. UU. o Gran Bretaña. La causalidad temporal también es diferente. Durante el período de cambio fijo o flotante móvil de 1976 a 1989, encontraron que los precios prece-

den al dinero. Si bien estos resultados son consistentes con una serie de modelos teóricos en los cuales las expectativas son importantes, también son consistentes con un modelo en el cual el déficit fiscal que debe ser financiado por cuestiones monetarias futuras es una función de los cambios en los precios actuales.

En el caso de los países en vías de desarrollo; Elsheikh, Zakaria (2011) estudian el caso de Sudan, los cuales determinan que existe una relación a largo plazo entre la oferta monetaria y los niveles de los precios. En cuanto a la relación causal entre el dinero y precios, el análisis sugiere que la causalidad se extiende desde el suministro de dinero a los precios, pero el nivel de precios no causa la provisión de dinero.

Con base en la evidencia empírica presentada, y teniendo en cuenta los distintos procesos que se han suscitado en torno a la crisis inflacionarias que se han presentado en distintos países del mundo, sin descartar países desarrollados o en desarrollo, ya sea por un aparente antecedente de emisión de papel moneda o por otros factores; el presente documento intenta explicar el efecto que tiene las emisiones monetarias en el crecimiento de las tasas de inflación a nivel mundial y cuál ha sido su dirección de causalidad entre las variables durante el período 1990-2015.

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

La base de datos utilizada en la presente investigación fue obtenida del World Development Indicators (2016). Se utilizaron datos de panel de un grupo de países del período 1995-2015. La variable dependiente es la tasa de inflación y la variable independiente es emisión monetaria. La Tabla 1 describe la variable dependiente e independiente del modelo econométrico.

Tabla 1. Descripción de variables

Variable	Descripción	Unidad de medida
Variable dependiente		
Inflación	Inflación, deflactor del PIB	Porcentaje anual
Variable independiente		
Emisión	Emisión monetaria (Broad money M3)	Porcentaje del PIB

Se utiliza un sesgo para medir los países, según el ingreso per cápita, teniendo en cuenta seis niveles, para una mejor comprensión de los países estudiados. La Figura 1 describe la correlación entre la inflación anual y las emisiones monetarias en porcentaje del PIB, agrupando a los países por su nivel de ingresos. Se puede

observar que, en cada uno de los grupos de países, así como a nivel global, existe una aparentemente relación negativa entre la emisión monetaria y la inflación, es decir, que a mayor volumen de emisión de dinero la inflación es menor. Evidentemente entre los distintos grupos de países la relación tiene grado distinto.

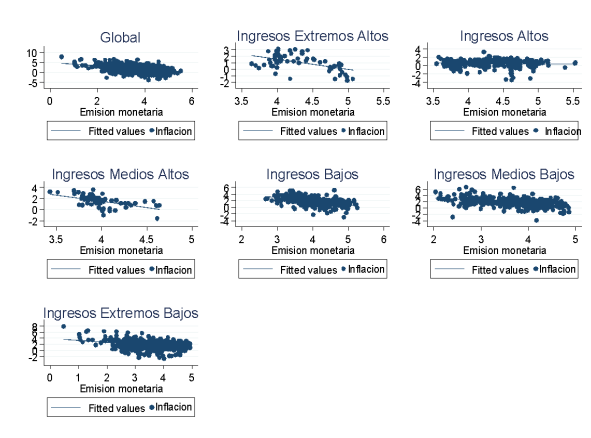


Figura 1. Relación entre las tasas de inflación y las emisiones monetarias

La Tabla 2 muestra los estadísticos descriptivos de emisión monetaria y el nivel de los precios a nivel global y para la clasificación de los países agrupados por nivel de ingresos. Se puede destacar la desviación estándar de las variables, lo cual le dará más importancia al análisis de los resultados. Las estadísticas descripti-

vas proporcionan a los investigadores una inspección inicial. Sin embargo, para obtener un rendimiento eficiente, se necesita emplear algunas metodologías estadísticas, como raíz unitaria y pruebas de causalidad, más allá de los análisis de esta tabla.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de las variables

variable		Mean	SD	Min	Max.	N
INF	Overall	10.991	63.793	-29.691	2630.1	N= 2331
	Between		23.511	-.7602	222.49	i= 111
	Within		59.342	-210.86	2418.6	T= 21
EMI	Overall	57.270	36.976	1.617	251.92	N= 2331
	Between		33.943	6.882	222.24	i= 111
	Within		14.999	-9.826	126.65	T= 21

3.2 | Metodología

Con el fin de examinar empíricamente la relación entre las variables de interés y cumplir con el objetivo propuesto, para la especificación del modelo, la estrategia econométrica de la presente investigación está organizada en cinco etapas. Primero, se estima un modelo básico para determinar la dirección de la relación entre las variables. En segundo lugar, se aplica la prueba de raíz unitaria para verificar que la serie no tenga un efecto tendencial. En la tercera etapa, se utiliza técnicas de cointegración para verificar la existencia de un equilibrio a largo plazo entre el producto y el ingreso proveniente del turismo.

Del mismo modo, con base en un modelo de corrección de errores, se verifica la existencia de un equilibrio a corto plazo entre el producto y el ingreso proveniente del turismo. En la cuarta etapa, se estima la fortaleza del vector de cointegración PDOLS para países individuales y la prueba DOLS para grupos de países clasificados por su nivel de ingresos. Finalmente, en la quinta etapa, se estima la existencia y dirección de la causalidad de tipo Granger en los datos de panel para los pares de variables. La estrategia econométrica de la primera etapa, propone un modelo de regresión básica con datos de panel, donde la variable dependiente es el PIB del país en el período t ($Y(i, t)$) y la variable independiente es el ingreso proveniente del turismo. La ecuación (1) formaliza esta relación:

$$INF_{i,t} = (\alpha_0 + \beta_0) + \gamma_1 EMI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

Donde $INF_{i,t}$ representa la tasa anual de la inflación medida por el deflactor del PIB, y $EMI_{i,t}$ las emisiones monetarias en los 111 países representados por el subíndice i . El subíndice t , indica el tiempo, en este caso los datos son anuales. La elección entre los efectos fijos y aleatorios está determinada por la prueba de Hausman (1978). El modelo formalizado en la ecuación (1) presenta heterocedasticidad y autocorrelación; por lo tanto, la ecuación se estimó utilizando regresiones de mínimos cuadrados generalizados (GLS). En la segunda etapa, siguiendo a Maddala y Wu (1999), la prueba de raíz unitaria se estima utilizando la prueba de Dickey y Fuller Aumentado (1981) y la prueba de Phillips y Perron (1988); que se conocen en la literatura de datos de panel como ADF y PP, respectivamente. Enders (1995), afirma que el orden de integración de la serie con la tendencia y la intersección puede estimarse a partir de la siguiente ecuación:

$$INF_{it} = \alpha_0 + \lambda INF_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_j INF_{t-i-1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

En la ecuación (2), INF_{it} es la variable en la cual se va a verificar la existencia de una raíz unitaria; α_0 , es la intersección; γ , α_1 , captura el efecto de tendencia; t , es el tiempo; ε_t , es el término de error gaussiano; γ , p , representa la duración del desfase. Si el parámetro λ de la ecuación (2) es significativo, es posible concluir que datos del panel contienen raíces unitarias. El número de rezagos en la serie está determinado por el criterio de información de Akaike (1974). Los resultados obtenidos mediante la prueba ADF y PP se contrastan con lo encontrado a través de las pruebas de Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003) y Breitung (2000).

Esto garantiza que las series utilizadas en las estimaciones posteriores no tengan el problema de la raíz unitaria. La tercera etapa de la estrategia econométrica contiene dos partes. En primer lugar, para determinar la existencia de una relación a largo plazo entre las tres variables, utilizamos la prueba de cointegración desarrollada por Pedroni (1999), que se puede estimar a partir de la siguiente ecuación:

$$INF_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} X_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{n-1} \omega_{ij} INF_{i,t-j} + \pi_j ECT_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

En la ecuación (3), $PIB_{i,t}$, representa la variable dependiente del país i en el tiempo t . El parámetro t representa 1, 2, 3, ..., N observaciones. El parámetro $\alpha_i = 1, 2, \dots, N$ es el término constante. Los parámetros β , ω y π son los estimadores asociados con los regresores, mientras que ECT_{t-1} es el término de corrección de errores obtenido del vector de cointegración. Finalmente, $\varepsilon_{i,t}$ es el término de error aleatorio estacionario con media cero y j es la longitud del rezago. La hipótesis nula establece que no hay cointegración en al menos una serie incluida en la prueba. La segunda parte de la segunda etapa consiste en proponer un modelo de corrección de errores para determinar el equilibrio a corto plazo entre las series. En este sentido, se propone un modelo para estimar la prueba de corrección de errores de Westerlund (2007), sobre la base de la siguiente ecuación:

$$INF_{i,t} = \delta_i d_t + \alpha_i (Y_{i,t-1} - \beta_i X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} INF_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

En la ecuación (4), $t = 1, \dots, T$ son los períodos de tiempo, $i = 1, \dots, N$ el número de países y el término d_t son los componentes deterministas. De la ecuación (3), la existencia de tres escenarios es posible. La primera es cuando $d_t = 0$, lo que ocurre si hay componentes deterministas en la inflación proveniente de las emisiones monetarias. El segundo ocurre cuando $d_t = 1$, donde PIB_{it} tiene una constante. La tercera opción es cuando $d_t = (1 - t)$, que ocurre cuando Y_{it} tiene una constante y una tendencia. Por lo tanto, confiamos en la suposición de que el vector k -dimensional de X_{it} (que representa el valor de las emisiones monetarias) es aleatorio e independiente de $\varepsilon_{i,t}$, lo que supone que estos errores son independientes a través de i y t . El criterio de aceptación o rechazo establecido en la hipótesis nula es que no hay cointegración en el corto plazo.

En la cuarta etapa, utilizamos el enfoque de Pedroni (2001), quien plantea una forma más sólida con respecto a los modelos que formulan una ecuación única. Esto nos permite evaluar la fortaleza de la relación de equilibrio entre el crecimiento y el ingreso proveniente de la actividad manufacturera. En diferentes campos de la literatura empírica, este procedimiento se ha utilizado para evaluar la fuerza del vector de cointegración entre las variables analizadas

(Ozturk, Aslan y Kalyoncu, 2010). El procedimiento propuesto por Pedroni (2001) fue adaptado en el contexto práctico por Neal (2014) y se utiliza en esta investigación para medir la fuerza de la relación entre las dos variables en cada país individualmente utilizando un modelo dinámico de mínimos cuadrados ordinarios (DOLS) y para la región en su conjunto o para los grupos de países clasificados según su nivel de ingreso nacional bruto per cápita a través de un modelo dinámico de panel de mínimos cuadrados (PDOLS). La ecuación (5) plantea la relación entre las dos variables de la siguiente manera:

$$INF_{i,t} = \alpha_i + \beta_i EMI_{i,t} + \sum_{j=-P}^P \gamma_{i,t} \Delta EMI_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

En la ecuación (5), $INF_{i,t}$ representa la inflación, $i = 1, 2, \dots, N$ es el número de países, $t = 1, 2, \dots, T$ es el número de períodos de tiempo, $p = 1, 2, \dots, P$ es el número de retrasos y avances en la regresión DOLS; β_i , es el coeficiente de la pendiente de la regresión; γ , $X_{i,t}$, es una matriz que contiene las variables explicativas, la misma que representa las emisiones monetarias en los distintos países en los diferentes períodos analizados. Los coeficientes β y las estadísticas asociadas t se promedian en todo el panel utilizando el método de medias grupales de Pedroni (2001). El estimador PDOLS de Pedroni (2001), se promedia a lo largo de la dimensión entre los grupos (Neal, 2014), donde la hipótesis nula es aquella $\beta_i = \beta_0$ frente a la hipótesis alternativa de que $\beta_i \neq \beta_0$. Pedroni (2001), sugiere que este proceso tiene una ventaja al estimar modelos con la posibilidad de heterogeneidad en la pendiente. Finalmente, siguiendo el modelo propuesto por Dumitrescu y Hurlin (2012) y llevado a la literatura empírica de datos de panel, en la quinta etapa determinamos la existencia y dirección del tipo de causalidad Granger (1988) para modelos con datos de panel, que puede ser estimado a partir de la siguiente ecuación:

$$INF_{i,t} = \alpha_i + \sum_{K=1}^K \gamma_i^K INF_{i,t-K} + \sum_{K=1}^K \beta_i^K X_{i,t-K} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

Siguiendo la misma nomenclatura de las ecuaciones anteriores, en la ecuación (6) el término $PIB_{i,t}$ representa el crecimiento. La prueba de causalidad se verifica entre pares de variables por separado. La letra $X_{i,t}$ denota la variable independiente. Suponemos que $\beta_i = \beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^K$, se supone que el término α_i está fijo en la dimensión de tiempo. El parámetro autorregresivo γ_i^K y el coeficiente de regresión β_i^K varían entre las secciones transversales. Siguiendo a Shahbaz, Nasreen, Abbas y Anis (2015), la hipótesis nula para verificar es que no existe una relación causal para ninguna de las secciones transversales del panel. A saber, $H_0 : \beta_i = 0; \forall i = 1, 2, \dots, N$. La siguiente sección muestra los resultados obtenidos aplicando las cuatro etapas de la estrategia econométrica.

4 | RESULTADOS

En la Tabla 3, se informa los resultados obtenidos al estimar las ecuaciones anteriores. Primero, aplicamos la prueba de Hausman (1978), que verifica que existe una diferencia sistemática entre los estimadores de efectos fijos y aleatorios ($\gamma_{FE} - \gamma_{RE}$) y es estadísticamente diferente de 0 para los grupos de países de ingresos altos, medios altos y medios bajos, en consecuencia, hay una mayor consistencia en el uso de efectos aleatorios para estimar las regresiones

de esos grupos de países. Además, las regresiones indican que el ingreso de la actividad manufacturera tiene un efecto positivo sobre el crecimiento. El resultado encontrado es consistente con lo señalado por Huang (1995) donde muestra que las fuerzas monetarias explican razonablemente los movimientos de precios, sin embargo,

no tienen contenido predictivo en la economía posterior a la modificación de las emisiones. La Tabla 3 informa los resultados de la estimación de la Ecuación (1). Se encontró que los coeficientes son negativos y estadísticamente significativos.

Tabla 3. Relación entre la emisión monetaria y el nivel de los precios a nivel global

	Global	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Emisión Monetaria	-0.207*** (-4.12)	-0.053* (-2.70)	-0.0153*** (-4.88)	-0.204*** (-4.02)	-0.105 (-2.67)	-0.460*** (-4.03)	-0.409 (-2.33)
Constant	22.87*** (6.38)	7.394** (3.94)	3.229*** (9.17)	17.26*** (5.12)	17.615*** (5.55)	36.66*** (5.39)	31.77* (3.54)
Observations	2331	84	378	84	441	483	861
Adjusted R2		.05			-0.044	-0.010	-0.048

4.1 | Test raíces unitarias

Los resultados de la segunda etapa de la estrategia econométrica se informan en la Tabla 3. Siguiendo a Mandala y Wu (1999), se informan los resultados de la prueba de raíz unitaria no paramétrica tipo Fisher basada en la prueba ADFT de Dickey y Fuller aumentado (1981) y la prueba de PP basada en Phillips y Perron (1988). Las pruebas se estimaron en niveles y en primeras diferencias. Los

resultados de las pruebas ADF y PP muestran que las series son estacionarias en primeras diferencias al 1% de significancia. Para garantizar la solidez de los valores estimados, se aplican las pruebas de Levine. (2002), Im. (2003) y Breitung (2001), conocidos en la literatura de datos de panel como LLC, IPS y UB, respectivamente. En general, la hipótesis nula no puede ser aceptada. La Tabla 3 informa los resultados de las pruebas de raíz unitaria para todos los países y por grupos de países agrupados por el nivel de ingreso nacional bruto per cápita.

Tabla 4. Pruebas de raíz unitaria en niveles y en primeras diferencias

	LL	UB	IPS	ADF	PP	LL	UB	IPS	ADF	PP		
			Niveles					Primeras diferencias			GLOBAL	Inflación
-75.41	-8.80	-47.2	-13.50	-33.6	-36.58	-9.45	-40.13	-31.66	-53.99		0.41	3.84
-29.17	2.82	-0.32	-29.56	-7.79	3.20	-6.95	-30.78					
PIEA	Inflación	-4.69	-2.44	-4.61	1.45	-3.50	-7.09	-2.5*	-7.58*	-3.04	-10.20	Emisión monetaria
1.68	1.65	2.90	-1.28	-1.04	-2.71	-1.24*	-3.74*	-0.69	-5.45			
PIA	Inflación	-13.4*	-2.99	-8.67	-0.64	-9.62	-6.89*	-17.5*	-4.42*	-5.29	-23.7*	Emisión monetaria
-0.55	0.97	5.23	0.68	2.51	*-3.29	-6.81	-1.21*	0.80	-5.83*			
PIMA	Inflación	-1.30	0.094	-3.57	0.15	-12.9	-10.84	-12.27	-0.540*	-4.48	-12.90	Emisión monetaria
0.50	0.979	1.344	1.85	0.584	-4.844	-5.125	-1.908*	0.34	-4.51*			
PIMB	Inflación	-8.42*	0.33	-8.00	-0.33	-6.21	-13.39*	-0.10*	-17.63*	-8.07	-23.24	Emisión monetaria
-0.31	0.28	0.62	-0.59	-1.15	-14.68*	-3.93*	-17.63*	-0.65*	-13.52			
PIB	Inflación	-65.70	-6.21*	-55.4	-7.53	-34.4	-12.64*	-4.79	-28.17	-19.75	-36.38*	Emisión monetaria
-1.16	0.34	1.06	3.37	1.27	-14.06*	-3.428	-14.39*	-2.88	-14.67*			
PIEB	Inflación	-25.99	-10.36	-16.9	-17.4*	-16.5	-20.52*	-11.9*	-25.30*	-17.42	-34.40*	Emisión monetaria
-1.95	1.44	0.05	-6.61	-1.86	-18.47*	-6.11*	-19.06*	-6.61*	-21.04*			

T statistic with* p < 0,05

La prueba de Pedroni (1999) se basa en el análisis dentro de la dimensión y las estadísticas se obtienen sumando los numeradores y los denominadores a lo largo de la serie de forma independiente. La Tabla 5 informa los siguientes estadísticos: un estadístico de panel-v, panel-rho, panel-PP y panel-ADF, demostrando que las dos series se mueven juntas y simultáneamente en el tiempo y en la sec-

ción transversal. La prueba de cointegración de paneles heterogéneos de Pedroni (1999), muestra que existe una relación de equilibrio a largo plazo a nivel global entre las series, los estadísticos dentro de las dimensiones de los paneles y entre las dimensiones de los paneles son estadísticamente significativas a diferencia de un solo estadístico que muestra un resultado contradictorio.

Tabla 5. Resultado de la prueba de cointegración Pedroni

	GLOBAL	PIEA	PIMA	PIA	PIMB	PIB	PIEB
Within dimension test statistics							
Panel v-statistic	-0.664*	-1.56	-0.86	-1.04	-2.359*	2.48	-5.14
Panel p-statistic	-3.55**	-9.67	-3.35	-7.98	-6.487*	-9.48 *	-11.26
Panel PP-statistic	-11.32***	-25.9	-8.34	-21.7 *	-14.4**	-23.91 **	-43.31**
Panel ADF statistic	0.1582*	-1.4 *	3.17	-7.42	0.222	-2.74	-11.59
Between dimension test statistics							
Panel p-statistic	-2.24 *	-6.59	-2.18 *	-5.45	-3.695*	-6.35*	-7.34
Group PP-statistic	-11.64 ***	-30.1	-8.79	-23.2*	-14.4**	-24.77 **	-46.1 **
Group ADF statistic	1.907 *	2.6 *	4.07	-1.60	0.550	3.617	-0.354 *

t statistic * with $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Es posible que los cambios en la emisión monetaria varíen en el corto plazo como resultados de los cambios en la emisión monetaria. Para verificar esta relación, la Tabla 6 muestra los resultados del modelo de error vectorial de los datos del panel VECM propuesto por Westerlund (2007), este solo determina la ausencia o presencia de cointegración que determina la existencia de errores de vectores para cada país o para el grupo de países. Los resultados encontrados nos permiten aceptar la hipótesis alternativa de cointegración entre las dos series analizadas. Esto implica que, un cambio en la actividad manufacturera genera cambios inmediatos en el crecimiento económico. La existencia de un equilibrio a corto plazo de las variables se cumple a nivel global y en todos los grupos de países porque los estadísticos son significativos. Las limitaciones que poseen los resultados de las pruebas de cointegración de Pedroni (1999) y Westerlund (2007), solo muestran la existencia de un vector de cointegración, pero no genera información sobre la fuerza que posee este para cada país. La Tabla 7 (Anexo 1), nos informa los resultados del modelo DOLS y constituye una opción alternativa para obtener el estimador de panel OLS totalmente modificado desarrollado por Phillips y Moon (1999) y Pedroni (2001). En la tabla, se informa los estimadores obtenidos por mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) para los países individualmente con efectos de tiempo fijo (WD) y sin efecto de tiempo (WOD). Los países que tienen un coeficiente positivo, la relación entre las emisiones monetarias y el nivel de los precios, es positiva y si el coeficiente tiende a 1 o es mayor que 1, la fuerza del vector de cointegración es abrumadora. Cuando la elasticidad es negativa, la relación entre las dos variables es negativa. En la gran mayoría de países de los distintos grupos por ingreso per cápita, denotan que los cambios en las emisiones monetarias tienen un impacto en el nivel de los precios.

La Tabla 8, informa los resultados del modelo PDOLS a través, de la prueba de Pedroni (2001), estimando la fuerza del vector de cointegración por grupos de países. Para reafirmar la consistencia en los parámetros obtenidos estimamos el modelo con una variable dummy y otro sin variable dummy. Los resultados indican que los grupos por ingresos per cápita como: GLOBAL, PIEB, PIMB y PIB, el vector de cointegración es estadísticamente significativo. En cuanto

a los PIEA, PIMA y PIA, poseen una relación negativa y los resultados son contradictorios. Los resultados sin tiempo ficticio destacan que la fuerza del vector de cointegración es más fuerte a medida que aumenta el nivel de crecimiento económico.

Tabla 6. Resultados de Westerlund VECM

	Estadístico	Valor	Z-value	P-value
GLOBAL	Gt	-6.161	-49.911	0.000
	Ga	-41.43	-46.774	0.000
	Pt	-59.01	-42.805	0.000
	Pa	-33.94	-44.081	0.000
PIEA	Gt	-44.081	-7.41	0.003
	Ga	-34.616	-6.831	0.002
	Pt	-9.746	-6.430	0.000
	Pa	-32.525	-7.892	0.000
PIMA	Gt	-8.64	-15.664	0.000
	Ga	-50.057	-11.473	0.000
	Pt	-18.304	-16.398	0.000
	Pa	-59.147	-16.806	0.000
PIA	Gt	-6.491	-23.592	0.000
	Ga	-43.392	-21.697	0.001
	Pt	-39.604	-34.851	0.000
	Pa	-72.394	-48.670	0.000
PIMB	Gt	-6.065	-22.146	0.000
	Ga	-37.279	-18.299	0.000
	Pt	-29.721	-22.816	0.000
	Pa	-37.627	-23.021	0.000
PIB	Gt	-6.376	-32.052	0.000
	Ga	-44.236	-31.129	0.000
	Pt	-35.703	-7.497	0.000
	Pa	-33.725	-26.554	0.000
PIEB	Gt	-4.261	-15.910	0.000
	Ga	-22.204	-10.393	0.000
	Pt	-21.112	-8.083	0.000
	Pa	-21.657	-14.266	0.000

Tabla 8. Resultados del modelo PDOLS para grupos de países

Grupo	Con dummy		Sin dummy	
	βt	t-stat	βt	t-stat
GLOBAL	1.096	26.12	1.235	31.48
PIEA	-0.303	-0.818	0.159	0.484
PIA	1.303	7.649	1.316	18.12
PIMA	0.955	4.483	1.861	11.65
PIMB	1.159	14.47	1.894	19.57
PIB	0.444	12.45	0.824	14.02
PIEB	0.854	10.83	1.1	11.83

La Tabla 9, presenta los resultados de la prueba de causalidad del tipo Granger calculada sobre la base de la prueba propuesta por Dumitrescu y Hurlin (2012). Observamos que existe una sola relación unidireccional de la manufactura hacia el crecimiento económico en los países de ingresos altos. Estos resultados indican

que en PIMA el crecimiento económico puede verse afectada por la actividad manufacturera. En cuanto a los demás grupos de países divididos por el ingreso per cápita, no existe relación alguna asumiendo que el crecimiento económico en estos grupos se ve afectado por otras variables.

Tabla 9. Resultados de la prueba de causalidad basada en Dumitrescu y Hurlin

Dirección causal	Grupo	W-bar	Z-value	P-value
EMIS → INF	GLOBAL	1.709	5.281	3.300
	PIEA	0.479	-0.520	-0.518
	PIMA	0.990	-0.025	-0.316
	PIA	0.296	-0.994	-0.936
	PIMB	1.674	2.237	1.380
	PIB	1.506	1.754	0.986
	PIEB	2.237	5.870	4.063

5 | CONCLUSIONES

Como resultado de la investigación econométrica presentada, es posible concluir que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre la emisión monetaria y las tasa de inflación; mientras que mediante el modelo de corrección de error se pudo establecer la existencia de la relación entre las variables de corto plazo. Además, la prueba de causalidad de Granger permite concluir que existe una causalidad entre las variables, para el grupo de países analizado, dando a entender que la emisión monetaria puede afectar a la tasa de interés.

Entonces, las recomendaciones de política económica están orientadas a no dejar de lado a los agregados monetarios a la hora de formular la política de cada país, ya que esto podría ser equivocado y conducir a postular políticas monetarias incoherentes con el objetivo de estabilidad de precios. Por otra parte, la relación existente entre la emisión monetaria y la inflación debe tomar en cuenta el horizonte de análisis, de corto o largo plazo, así como la perspectiva, estática o dinámica, de la economía y sus particularidades. De este modo, su cumplimiento dependerá del nivel de desarrollo de la economía para de esta manera realizar políticas que sean coherentes con la realidad de cada país.

Referencias bibliográficas

- [1] Ahmed Elsheick, S. S. (2011). The Long-Run Relationship Between Money Supply, Real GDP, and Price. *Journal of Business Studies Quarterly*, 68-79.
- [2] Albanesi, S. (2007). Inflation and inequality. *Journal of Monetary Economics*, 1088-1114.
- [3] Aleksander Berentsen, S. K. (2018). Exit Strategies for Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 05-002.
- [4] Antje Berndt, S. Y. (2015). Monetary policy, bond returns and debt dynamics. *Journal of Monetary Economics*, 03-001.
- [5] ARUOBA, B. (2008). Data Revisions Are Not Well Behaved. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2-3.
- [6] Binder, C. C. ((2017)). Measuring uncertainty based on rounding: New method and application to inflation expectations. *Journal of Monetary Economics*, 1-12.
- [7] Carlos Carvalho, F. N. ((2014)). Do people understand monetary policy? *Journal of Monetary Economics*, 108-123.
- [8] Christiane Baumeister, J. D. (2018). Inference in Structural Vector Autoregressions When the Identifying Assumptions are Not Fully Believed: Re-evaluating the Role of Monetary Policy in Economic Fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, 06-005.
- [9] Chun Chang, Z. L. ((2015)). Capital controls and optimal Chinese monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 1-15.

- [10] David Andolfatto, S. W. (2015). Scarcity of Safe Assets, Inflation, and the Policy Trap. *Journal of Monetary Economics*, 03 -008.
- [11] Dirk Bursian, E. F. (2018). Trust in the monetary authority. *Journal of Monetary Economics*, 1-14.
- [12] Fabrice Collard, H. D. (2006). The case for inflation stability. *Journal of Monetary Economics*, 1801-1814.
- [13] Filippo Altissimo Benoit Mojon, P. Z. (2009). Can aggregation explain the persistence of inflation? *Journal of Monetary Economics*, 231-241.
- [14] Geert Bekaert, M. (2013). Risk, uncertainty and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 771-788.
- [15] Giacomo Carboni, M. E. (2009). The Great Inflation and the Greenbook. *Journal of Monetary Economics*, 831-841.
- [16] Guido Ascari, L. P. (2011). On the Welfare and Cyclical Implications of Moderate Trend Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 06-001.
- [17] Guido Ascari, T. (2007). Optimal monetary policy under low trend inflation. *Journal of Monetary Economics*, 2568-2583.
- [18] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 716-723.
- [19] Alex Cukiermana, F. L. (2005). Endogenous monetary policy with unobserved potential output. *Journal of Economic Dynamics Control*, 10-20.
- [20] Athanasios Orphanides, J. C. (2007). Robust monetary policy with imperfect knowledge. *Journal of Monetary Economics*, 1406-1435.
- [21] Batini, N. (2002). Euro Area Inflation Persistence. [ECB Working Paper.
- [22] Benamar, A. (2011). Money and prices in the Maghreb countries: cointegration and causality analyses. *Munich Personal RePEc Archive*, 92-107.
- [23] Bollerslev, T. E. (1994). ARCH models. *Handbook of econometrics*, 2959-3038.
- [24] Chow, P. c. (1987). Causality between export growth and industrial development: Empirical evidence from the NICs. *Journal of Development Economics*, 55-63.
- [25] Copérnico, N. (1526). *Monetae cudendae ratio*. Varsovia.
- [26] D. Sheedy, K. (2010). Intrinsic inflation persistence. *Journal of Monetary Economics*, 1049-1061.
- [27] Daria Finocchiaro, G. L. (2018). Optimal inflation with corporate taxation and financial constraints. *Journal of Monetary Economics*, 15-25.
- [28] Dickey, D. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*.
- [29] Emiliano Santoro, I. (2014). Loss aversion and the asymmetric transmission. *Journal of Monetary Economics*, 19-36.
- [30] Fabrice Collard, H. D. (2010). Monetary Misperceptions, Output, and Inflation Dynamics. *Journal of Money, Credit and Banking*, 10-15.
- [31] Filippo Ippolito, A. K.-O. (2018). The Transmission of Monetary Policy through Bank Lending: The Floating Rate Channel. *Journal of Monetary Economics*, 17-20.
- [32] Fisher, I. (1911). *The Purchasing Power of Money, its Determination and Relation to Credit, Interest and Crises*. New York.
- [33] Greg Kaplan, S. S.-W. (2017). Inflation at the household level. *Journal of Monetary Economics*, 20-25.
- [34] Gregory E. Givens, M. K. (2015). Inferring monetary policy objectives with a partially observed state. *Journal of Economic Dynamics Control*, 80-95.
- [35] Hausman, J. A. (1978). Specification Test in Econometrics. *Econometrica*.
- [36] Huang, Y. (1995). RAPID ECONOMIC GROWTH IN CHINA IMPLICATIONS FOR THE WORLD ECONOMY. *Brookings Discussion Papers in International Economics*, 1-15.
- [37] Hume, D. (1752). *Discursos politicos*. Edimburgo.
- [38] Jean, B. (1568). *Paradoxes de M. de Malestroit touchant le fait des monnaies et l'enrichissement de toutes choses*. Paris.
- [39] Jinill Kim, F.-M. (2009). How much inflation is necessary to grease the wheels. *Journal of Monetary Economics*, 32-38.
- [40] Johnson, D. R. (2002). The effect of inflation targeting on the behavior of expected inflation: evidence from an 11 country panel. *Journal of Monetary Economics*, 1522-1524.
- [41] Kara, E. (2015). The reset inflation puzzle and the heterogeneity. *Journal of Monetary Economics*, 28-30.

- [42] Kimbrough, K. P. (2006). Revenue maximizing inflation. *Journal of Monetary Economics*, 40-54.
- [43] Koki Oikawa, K. U. (2018). The optimal inflation rate under Schumpeterian growth. *Journal of Monetary Economics*, 1-12.
- [44] Locke, J. (1691). *Some Considerations of the Consequences of the Lowering of Interest, and Raising the Value of Money*. Londres .
- [45] María Florencia Gabrielli, G. M. (2004). The Intertemporal Relation Between Money and Prices: Evidence from Argentina. *Journal of the Spanish Economic Association*, 199-215.
- [46] Michael B. Devereux, E. R. (2016). Capital controls and monetary policy in sudden-stop economies. *Journal of Monetary Economics*, 45-60.
- [47] P, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 633-70.
- [48] Peebles, G. (1992). Why the Quantity Theory of Money Is Not Applicable to China, Together with a Tested Theory That Is. *Cambridge Journal of Economics*, 23-42.
- [49] Sbordone, A. M. (2007). Inflation persistence: Alternative interpretations and policy implications. *Journal of Monetary Economics*, 1311-1339.
- [50] Shu Lin, H. Y. (2007). Does inflation targeting really make a difference? Evaluating the treatment effect of inflation targeting in seven industrial countries. *Journal of Monetary Economics*, 2532-2534.
- [51] Stefano Neri, T. R. (2011). Imperfect information, Real time data and monetary policy in the Euro Area. *The Economic Journal*, 1-23.
- [52] Stephanie Schmitt-Grohe, M. U. (2012). On quality bias and inflation targets. *Journal of Monetary Economics*, 59 (2012) 393-400, 393-400.
- [53] Thomas A. Lubik, C. (2016). Indeterminacy and learning :Ananalysis of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 85-106.
- [54] Tommy Sveen, L. (2009). Inflation and labor market dynamics revisited. *Journal of Monetary Economics*, 56 (2009) 1096-1100, 1096-1100.
- [55] Ulrich, M. (2013). Inflation ambiguity and the term structure of U.S. Government bonds. *Journal of Monetary Economics*, (2013)295-309, 295-309.
- [56] Vasco Cúrdia, M. W. (2016). Credit Frictions and Optimal Monetary Policy. *Journa lof Monetary Economics*, 30-35.
- [57] Waugh, M. E. (2017). Comment on: Innovation, Productivity, and Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 1-5.
- [58] Williamson, S. D. (2008). Monetary policy and distribution. *Journal of Monetary Economics*, 1038-1053.
- [59] Williamson, S. D. (2018). Interest on Reserves, Interbank Lending, and Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 1-40.

6 | ANEXOS

6.1 | Anexo 1. Modelo DOLS individual

Tabla 7. Resultados del modelo DOLS para países individuales

PIEA		PIMA		PIA		PIMB		PIB		PIEB	
Pais	WOD	Pais	WOD	Pais	WOD	Pais	WOD	Pais	WOD	Pais	WOD
Norway	-0.303	Australia	0.957	Bahamas, The	1.658	Argentina	1.452	Armenia	-0.057	Bangladesh	6.091
Switzerland	-0.303	Austria	1.355	Cyprus	1.735	Botswana	-1.62	Azerbaijan	1.392	Benin	3.155
	-0.627	Denmark	-0.406	Honduras	-0.716	Brazil	1.014	Belarus	1.521	Bhutan	3.101
		Finland	4.453	Saudi Arabia	1.146	Brunei Darussalam	0.848	Belize	-0.949	Burkina Faso	7.634
		Francia	0.932		1.061	Chile	1.879	Bolivia	0.763	Cameroon	1.626
		Germany	0.908	Colombia	-0.158		-0.158	Dominican Republic	0.902	Comoros	3.56
		Italy	-1.727	Costa Rica	1.468		-0.488	Egypt, Arab Rep.	1.326	Congo, Dem. Rep.	-1.628
		Japan	1.504	Czech Republic	0.254		1.468		1.479		0.525
		Netherlands	0.145	Ecuador	-0.082		1.719	El Salvador	1.868	Congo, Rep.	1.334
		New Zealand	2.7	Iran, Islamic Rep.	1.534		0.694	Indonesia	0.327	Cuba	0.396
		Singapore	1.611	Malaysia	1.335		1.485	Macedonia, FYR	-1.535	Dominica	-0.201
		Spain	0.052	Mexico	1.576		1.937	Morocco	1.499	Ethiopia	1.26
		Sweden	2.201	Panama	2.613		1.791	Nigeria	0.097	Fiji	-0.272
		United Kingdom	-2.413	Romania	0.685		1.053	Peru	0.565	Gabon	0.234
				Seychelles	2.47		1.575	Philippines	1.644	Gambia, The	-2.501
				Slovak Republic	2.162		1.697	Puerto Rico	1.027	Grenada	0.322
				St. Kitts and Nevis	2.849		2.219	Sierra Leone	0.840	Guatemala	-1.604
				Tunisia	1.758		1.72	St. Lucia	1.779	Guinea	1.798
				Turkey	0.724		1.288	St. Vincent and the Grenadines	0.118	Guyana	-0.302
				Uruguay	0.369		0.616	Sudan	-6.693	India	1.932
				Uzbekistan	1.839		2.482	Swaziland	0.511	Iraq	0.782
				Venezuela, RB	0.532		0.625	Thailand	1.833	Jamaica	-0.655
								Trinidad and Tobago	0.728	Jordan	1.527
								Ukraine	2.093	Kyrgyz Republic	-4.51
									1.657	Lao PDR	-0.846
										Lesotho	-9.725
										Malawi	4.955
										Mauritania	-0.905
										Mauritius	-0.138
										Mozambique	9.447
										Nepal	1.291
										Nicaragua	0.442
										Pakistan	3.425
										Rwanda	-2.10
										Samoa	2.181
										Senegal	-0.82
										Suriname	2.524
										Tajikistan	3.978
										Tanzania	-1.32
										Togo	0.917
										Tonga	1.181
										Uganda	1.654
										Vietnam	3.307
										Zambia	5.826
										Zimbabwe	-0.451
											0.578