

**UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DEL ESTADO DE MÉXICO**

---

---

**CENTRO UNIVERSITARIO UAEM VALLE DE MÉXICO**

**IMPLEMENTACIÓN DE UN TIPO DE CAMBIO REAL  
COMPETITIVO PARA LA PROMOCIÓN DEL CRECIMIENTO  
ECONÓMICO EN EL SUDESTE ASIÁTICO: UN MODELO DE  
DATOS DE PANEL. 1960-2017**

**TESIS**

Que para obtener el Título de

**LICENCIADO EN ACTUARIA**

Presenta

**C. Jorge Luis Olvera Hernández**

**Asesor: D. en E. Eduardo Rosas Rojas**

**Atizapán de Zaragoza, Edo. de Méx. Enero 2021**



# Índice

Introducción.....	1
<b>CAPÍTULO 1. REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE LA RELACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL COMPETITIVO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO .....</b>	<b>4</b>
1.1 Medición del crecimiento económico y del tipo de cambio real .....	4
1.2 Tipo de cambio real competitivo y su medición a través del factor de conversión de la Paridad del Poder de Compra (PPC).....	8
1.3 La importancia de un tipo de cambio real devaluado.....	11
1.3.1 Manejo de un tipo de cambio real para el crecimiento económico .....	13
1.3.2 Los bancos centrales y la intervención esterilizada en el mercado cambiario.....	17
1.3.3 Implementación de controles de capital y su compatibilidad con los flujos de capital	20
1.3.4 Coordinación de políticas macroeconómicas.....	21
<b>CAPÍTULO 2. MODELOS DE REGRESIÓN CON DATOS DE PANEL .....</b>	<b>25</b>
2.1 Modelo de panel estático general.....	26
2.2 Modelo con efectos agrupados (pooled OLS) .....	29
2.3 Modelo de panel con efectos fijos (estimador within) .....	32
2.4 Modelo de panel con efectos aleatorios.....	34
2.5 Pruebas estadísticas: prueba F restringida para efectos fijos, prueba de Hausman y pruebas agrupadas del multiplicador de Lagrange para efectos aleatorios .....	37
2.5.1 Prueba F-restringida .....	38
2.5.2 Prueba de Hausman (efectos fijos vs efectos aleatorios).....	38
2.5.3 Prueba del multiplicador de Lagrange para efectos aleatorios.....	40
<b>CAPÍTULO 3. MODELO DE REGRESIÓN LOGÍSTICA (LOGIT) .....</b>	<b>42</b>
3.1 Descripción del modelo .....	42
3.2 Análisis de regresión logística binaria.....	44
3.3 Estimación por máxima verosimilitud .....	48

3.3.1 Bondad de ajuste del modelo .....	49
3.3.2 Prueba Hosmer-Lemeshow .....	50
3.3.3 Prueba de desviación residual .....	51
3.3.4 Prueba del criterio de información de Akaike (CIA) .....	52
3.3.5 Prueba Chi-cuadrada.....	52
3.3.6 Prueba ROC .....	54
3.4 Significancia estadística de los coeficientes .....	55
3.4.1 Prueba de Wald .....	56
3.5 Bondad de ajuste: Pseudo $R^2$ , $R^2$ de McFadden, $R^2$ de Cox y Snell, $R^2$ de Nagelkerke .....	56
3.6 Odds ratios .....	58
<b>CAPÍTULO 4 IMPLEMENTACIÓN DE LOS MODELOS ECONOMÉTRICOS CON DATOS DE PANEL.....</b>	<b>60</b>
4.1 Planteamiento del modelo teórico .....	61
4.2 Fuentes de información y periodo muestral.....	67
4.3 Descripción de las variables utilizadas .....	69
4.4 Estimación del modelo con datos de panel para el crecimiento per cápita .....	76
4.5 Estimación del modelo de regresión logística para los desalineamientos del tipo de cambio .....	82
Conclusiones.....	91
Anexo 1. Pruebas de correlación y heterocedasticidad.....	97
Anexo 2. Código en R.....	98
Anexo 3. Código en STATA .....	100
Bibliografía.....	102

## **Resumen**

En este trabajo se analiza el impacto de las desalineaciones del tipo de cambio sobre el crecimiento económico. Se parte del supuesto de que mantener un régimen con tipo de cambio real competitivo impulsa al ingreso per cápita de las economías emergentes, siempre y cuando se mantenga un control adecuado sobre las devaluaciones cambiarias. Se considera también la teoría que plantean Berg y Miao (2010) la cual establece que las variables de control del tipo de cambio competitivo afectan al crecimiento del ingreso per cápita y viceversa

Se proponen dos modelos econométricos, el primero es un modelo de datos de panel balanceado que permita conocer el comportamiento del PIB per cápita y la afectación que cause en este los desalineamientos del tipo de cambio y variables de control, las cuales son: la apertura comercial, consumo del gobierno, ahorro de los países, y el crecimiento de la población. El segundo es un modelo de respuesta cualitativa “Logit” sobre datos de panel, en este caso desbalanceado, que identifique las variables que promuevan y controlen las devaluaciones de la moneda.

La base de datos empleada contiene datos anuales, en el primer modelo el periodo corresponde a 1960 hasta 2017; mientras en el segundo modelo el periodo abarca de 1982 a 2017. Las variables se obtienen de la Penn World Table 9.1 y del banco mundial (IFS). La muestra de economías emergentes que se estudian pertenecen al sudeste asiático: Hong Kong, Indonesia, Corea del sur, Myanmar, Malasia, Filipinas, Singapur, Tailandia y Taiwán.

**Palabras clave:** Tipo de cambio, Crecimiento económico, intervenciones esterilizadas, controles de capital, Datos de panel, Balassa-Samuelson, Devaluaciones cambiarias.

## **Abstract**

This paper analyzes the impact of exchange rate misalignments on economic growth. It is based on the assumption that management a regime with a competitive real exchange rate regime impulse per capita income in emerging economies, as long as adequate control is management over exchange rate devaluations. The theory proposed by Berg and Miao (2010) is also considered, which establishes that the control variables of the competitive exchange rate affect the growth of per capita income and vice versa.

Two econometric models are proposed, the first is a balanced panel data model that allows knowing the behavior of GDP per capita and the impact caused by the misalignment of the exchange rate and control variables, which are: trade openness, government consumption, countries saving, and population growth. The second is a qualitative "Logit" response model on panel data, in this case unbalanced, that identifies the variables that promote and control currency devaluations.

The database used contains annual data, in the first model the period corresponds to 1960 to 2017; while in the second model the period covers from 1982 to 2017. The variables are obtained from Penn World Table 9.1 and from the World Bank (IFS). The sample of emerging economies studied belongs to Southeast Asia: Hong Kong, Indonesia, South Korea, Myanmar, Malaysia, the Philippines, Singapore, Thailand and Taiwan.

**Key words: Exchange rate, Economic growth, sterilized interventions, capital controls, Panel data, Balassa-Samuelson, Exchange rate devaluations**

## Introducción

El crecimiento económico es un tema que ha sido investigado por economistas desde hace muchos años (Smith, 1723; Malthus, 1766; Harrod y Domar, 1945; Solow y Swan, 1956; Kaldor, 1963; Romer, 1990). Investigaciones teóricas y empíricas recientes (Rodrik, 2008; Kubota, 2011; Vieira et al. 2012; Missio et al. 2015) encuentran relación entre el crecimiento del ingreso per cápita y las desalineaciones del tipo de cambio, es decir, se muestra la teoría que al mantener un tipo de cambio competitivo se puede impulsar el desarrollo económico. Rodrik (2008) menciona que un mal manejo sobre las devaluaciones cambiarias puede ser catastrófico para una economía emergente. Kubota (2011) determina que las desalineaciones cambiarias generan un impulso en el ingreso per cápita ya que un tipo de cambio real promueve las exportaciones. Vieira et al. (2012) demuestran que el tipo de cambio competitivo genera un crecimiento constante en la economía de un país. Missio et al. (2015) mencionan que los niveles de tipo de cambio real influyen en la estructura productiva de los países, impulsando las exportaciones y disminuyendo las importaciones.

En este trabajo de investigación se analizan los determinantes de la tasa de crecimiento del ingreso per cápita ya que un aumento en esta variable significa una mayor competitividad en el país y refleja una mejor calidad de vida para sus habitantes. El comportamiento del crecimiento del PIB per cápita se estima mediante un modelo de datos de panel balanceado y se consideran diversas variables de control en el modelo, las cuales son: los desalineamientos del tipo de cambio; el ingreso per cápita rezagado un periodo (para incluir el efecto Balassa-Samuelson); la apertura comercial; el ahorro; el capital humano y la tasa de crecimiento de la población. El periodo de estudio de este modelo es de 1962-2017.

Por otro lado, los desalineamientos del tipo de cambio representan una variable que no ha sido tomada en cuenta para medir el crecimiento económico, no obstante, resulta interesante discernir sobre su relación con el impulso de la economía, en este sentido, se busca crear un modelo que muestre cuales son las determinantes que ayudan a controlar las desalineaciones cambiarias. Rodrik (2008) demuestra una relación positiva entre el tipo de cambio real y el desarrollo económico. Barbosa et al. (2018) describen que para tener un adecuado control sobre el tipo de cambio se deben considerar las intervenciones esterilizadas de los bancos centrales sobre el mercado cambiario, las

cuales se respaldan con el monto de la cantidad de reservas internaciones que tiene cada país; los controles de capital restrictivos que permiten tener el control de los flujos de capital y una coordinación de políticas macroeconómicas eficientes que incluyan políticas fiscales y una correcta apertura financiera.

Así mismo, se considera la investigación de Berg y Miao (2010) la cual establece que las variables de control que afectan al comportamiento del tipo de cambio son, en sí, fundamentos económicos que alienten las devaluaciones cambiarias. Esta variable (desalineaciones del tipo de cambio) se estima a través de un modelo de datos de panel desbalanceado. La variable dependiente se presenta como cualitativa, tomando el valor de 0 en caso de una apreciación de la moneda y 1 cuando existe una devaluación, en este sentido, se realiza un modelo Logit sobre los datos de panel. Las variables de control que se emplean en la estimación este modelo son: intervenciones de los bancos centrales; controles de capital; consumo de gobierno; la productividad; la tasa de desempleo; la tasa de interés; la apertura comercial; el ahorro y la tasa de crecimiento de la población.

Se analiza una muestra de nueve países del sudeste asiático: Hong Kong, Indonesia, Corea del sur, Myanmar, Malasia, Filipinas, Singapur, Tailandia y Taiwán. Estas economías emergentes han mantenido un crecimiento constante del ingreso per cápita en las últimas décadas (1960-2017). Estos nueve países comparten la característica que mantienen su tipo de cambio devaluado. Además han impulsado sus exportaciones haciendo que aumente su demanda agregada.

Las variables de control se obtienen de la base de datos Penn World Table 9.1, la cual contiene variables como el PIB a precios de la paridad de poder de compra, esto permite comparar el comportamiento de estas variables entre países ya que se maneja a precios de una sola moneda.

También se utilizan otras fuentes, como la base de datos del banco mundial, donde se encuentran los datos que permiten la estimación de los modelos, tales como la oferta monetaria y el número de reservas internacionales. Los datos sobre las reservas internacionales se obtuvieron del fondo monetario internacional (FMI). De esta misma base de datos se obtienen las variables para construir los controles de capital que plantean Chinn e Ito (2008).

El objetivo principal de este trabajo de investigación es determinar si mantener un tipo de cambio real competitivo ha resultado benéfico para las economías del sudeste asiático, del mismo modo se busca comprobar las variables que permiten manejar correctamente un régimen cambiario con contracciones en la moneda. En este sentido se presenta un análisis econométrico basado en los principales estudios del tema, estos proponen manejar modelos de datos de panel y modelos de respuesta cualitativa (LOGIT), empleando para ello los softwares estadísticos R-Project, E-Views y STATA.

La hipótesis planteada es que un régimen de tipo de cambio real competitivo impulsa al ingreso per cápita, particularmente de las economías en desarrollo del sudeste asiático. Y esto se logra mediante un control adecuado sobre los desalineamientos del tipo de cambio implementando intervenciones esterilizadas de los bancos centrales sobre los choques que recibe la moneda, mantener controles de capital adecuados para los flujos internacionales y una coordinación de políticas macroeconómicas.

La estructura de este trabajo consta de cuatro capítulos: en el primer capítulo se muestra una exhaustiva investigación teórica y empírica sobre el objeto de estudio, es decir, se explican las teorías principales sobre la relación entre el crecimiento económico y la depreciación cambiaria al igual que los principales determinantes de sobre los desalineamientos de tipo de cambio y el impulso del crecimiento económico; en el capítulo dos se describe la metodología de los datos de panel y los principales supuestos sobre los modelos; respecto al tercer capítulo se explica la técnica matemática y la metodología de los modelos Logit, se presentan las bondades de estos modelos y su estimación por máxima verosimilitud; por último, en el cuarto capítulo se describe como se construyó la base de datos a partir de la muestra de países y cada de una de las variables que intervienen en los modelos econométricos, también se muestra un análisis de los principales resultados y la interpretación de los valores obtenidos en la calibración de los modelos.



# **CAPÍTULO 1. REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE LA RELACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL COMPETITIVO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO**

En esta sección se abordan los criterios teóricos que sustentan una relación entre el tipo de cambio real (TC) y el crecimiento económico (CE), desde una perspectiva heterodoxa (poskeynesiana). Primeramente, es importante explicar la medición de ambas variables, así como, determinar el ajuste del tipo de cambio real a través del factor de conversión de la paridad de poder de compra (PPC), esto permite eliminar la variación del tipo de cambio al comparar los precios entre los países, es decir, si existiera una apreciación o depreciación del tipo de cambio no afectaría el valor de la PPC.

Se presenta evidencia teórica y empírica que demuestra que en un régimen con la moneda nacional devaluada es importante para impulsar el ingreso per cápita de las economías emergentes, tomar en cuenta diferentes factores como lo son los controles de capital restrictivos que permitan mantener un mejor manejo sobre la apertura comercial de los países; las intervenciones cambiarias esterilizadas del Banco Central que permitan sostener el valor de la moneda devaluado a través de las reservas internacionales y la coordinación de políticas macroeconómicas, las cuales consideran políticas fiscales y de gestión salarial para poder identificar una relación positiva entre el tipo de cambio y el crecimiento económico (Dollar, 1992; Razin and Collins, 1997; Acemoglu et al. 2003; Gala 2007b; Rodrik, 2008; Kubota, 2011; Vieira et al. 2012; Missio et al. 2015)

## **1.1 Medición del crecimiento económico y del tipo de cambio real**

El crecimiento económico es una variable que ha sido estudiado profundamente a lo largo de los años, ésta permite conocer el desarrollo de un país sobre diferentes factores, los cuales pueden ser: ingreso per cápita, producción interna, generación de empleos entre algunos otros.

El indicador utilizado, comúnmente, para medir el Crecimiento Económico es la tasa de crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB), que se calcula sumando los bienes y servicios finales producidos durante un cierto período de tiempo. Toma en consideración todos los gastos de

consumo personal, así como los gastos del gobierno, las exportaciones netas y la formación de capital (Barro & Sala-i-Martin, 2004). El objetivo del crecimiento es maximizar el bienestar de los ciudadanos y cuidar el bienestar nacional e individual. La ventaja de utilizar el PIB es que los procedimientos estandarizados utilizados para calcularlo permitirán la comparación entre las economías asiáticas.

Dentro de la literatura económica, se presentan dos paradigmas que buscan identificar el mecanismo de transmisión de la política cambiaria y su efecto en el crecimiento económico. Existen dos posturas, claramente antagónicas, que buscan explicar las relaciones de causalidad entre estas variables: la postura ortodoxa (neoclásico) y la postura heterodoxa (poskeynesiana).

En lo que respecta a la primera postura teórica, se identifica a los economistas clásicos, Adam Smith (1776), David Ricardo (1817), Thomas Malthus (1798), quienes aportaron los principales elementos teóricos sobre el crecimiento económico, tales como el comportamiento competitivo y de equilibrio, la interacción de la renta per cápita y el tamaño de la población entre otras variables, estableciendo que los determinantes del crecimiento económico se encuentran explicados por el lado de la oferta (Barro & Sala-i-Martin, 2004).

De acuerdo con los defensores de la economía neoclásica, el problema económico central es la naturaleza limitada de los recursos sociales. Debido a esta escasez, la economía como ciencia debe estudiar la organización de una economía para instaurar el bienestar mediante la asignación óptima de recursos. La productividad se concibe como la fuente del funcionamiento de la economía y el determinante de la riqueza de una nación, esto nos lleva a que esta postura centre su análisis en la microeconomía en vez de la macroeconomía (Boerger, 2016).

Para los neoclásicos los movimientos del tipo de cambio sólo servirán, en el mejor de los casos para lograr beneficios transitorios o reequilibradores en la economía, sin incidencia real a la postre sobre la distribución del ingreso, entre el pago al trabajo y capital, los cuales únicamente dependen de sus productividades marginales. En este sentido, en el largo plazo toda la asignación de los recursos es eficiente, gracias al libre actuar de las fuerzas del mercado (Hernández Villalobos, 2001).

Por otro lado, el paradigma poskeynesiano se fundamenta principalmente en trabajos de economistas como John Maynard Keynes (1883-1946), Michal Kalecki (1899-1970), Roy Harrod (1900-1978), Joan Robinson (1903-1983), Nicholas Kaldor (1908-1986) entre otros. Dentro de las ideas principales sostienen que la actividad económica se encuentra determinada por la demanda agregada (Aboobaker , et al. 2016). Esta postura económica otorga un papel central a la inversión, En este sentido, defienden la necesidad de llevar a cabo políticas activistas de demanda, ya que plantean que, aunque el mercado fuera capaz de alcanzar el pleno empleo no podría mantener esa posición, debido al comportamiento del sector privado y, especialmente, a su insuficiente capacidad de inversión (Caraballo, et al. 2000).

Comprobar una relación positiva entre el tipo de cambio y el crecimiento económico a través de una perspectiva postkeynesiana, es posible teniendo en cuenta tres canales de evaluación económica, estos son: 1) intensidad laboral, en este se logra un aumento en la demanda de trabajo mediante un aumento en el tipo de cambio real; 2) el canal macroeconómico, a través de los niveles de empleo y de producto, estos deben ser significativos y persistentes y las estructuras de costos local e internacional deben ser similares, es decir, la diferencia entre el precio de oferta y demanda no debe ser demasiado grande; 3) el conducto del desarrollo, ya que, como consecuencia de una devaluación se genera un aumento en el nivel de inversión, así como un aumento en el nivel transable del producto, y este se considera como un detonante de la productividad (Dvoskin & Feldman, 2015).

En esta investigación, la postura teórica a desarrollar es la poskeynesiana, ya que permite un análisis más amplio permitiendo ocupar variantes macroeconómicas de corto y largo plazo, es decir, que la actividad económica en una economía monetaria capitalista está determinada por la demanda y que no hay mecanismos incorporados que garanticen el pleno empleo y la plena utilización de las capacidades (Aboobaker, et al. 2016).

Como ya se ha establecido el Producto Interno Bruto (PIB) refleja la actividad económica productiva, este se obtiene con la suma de todos los bienes, servicios e inversiones de un país (Banxico, 2020). A su vez, la calidad de vida de las personas, económicamente hablando se mide

a través del ingreso per cápita, para calcularlo es necesario dividir el PIB entre el número de habitantes del país en cuestión (Banxico, 2020). En esta investigación se calcula el CE mediante esta última definición, para traducir los resultados en el dinero que perciben las familias de los diferentes países del sudeste asiático.

De acuerdo con las mediciones internacionales, los valores del PIB pueden estimarse desde el lado de la producción, el lado del gasto y el lado del ingreso. Los valores están formados por un componente de precio y un componente de volumen (valor = precio x volumen). Para hacer comparaciones de precios y volumen del PIB, es necesario dividir los valores en estos dos componentes. Las comparaciones de precios y volumen del PIB solo pueden hacerse desde el lado de la producción o del lado del gasto (eurostat, 2012). La base de datos de la Universidad de Pensilvania (Penn World Table 9.1), desarrollada por Fenstra et al. (2015), mide al PIB considerando ambas estimaciones, además de clasificarlas desde dos perspectivas: 1) a través de índices de precios al consumidor de cada país; y 2) mediante el encadenamiento de la Paridad del Poder de Compra (PPC).

Deaton (2012) enfatiza cómo la inflación y los cambios en la PPC, pueden ser muy diferentes porque el objetivo en la medición es diferente. La inflación solo rastrea los cambios en los precios internos y, por lo tanto, solo debe tener en cuenta las partes del presupuesto interno. Por el contrario, la PPC apuntan a comparar precios entre países, lo que requiere tener en cuenta las partes del presupuesto de varias naciones. Deaton (2012) muestra que, si las participaciones presupuestarias y las tasas de inflación, medidas a través de los índices de precios al consumidor, para diferentes productos difieren entre países y con el tiempo, pueden surgir fácilmente discrepancias. Por lo tanto, es importante distinguir conceptualmente el cambio en el PIB medido por el nivel de precios, que mide el crecimiento económico, del cambio en PIB medido por el lado del gasto, que mide el cambio en los niveles de vida comparativos, o el PIB medido por el lado de la producción, que mide el cambio en la capacidad productiva comparativa. En esta investigación se seguirá este último enfoque, que es acorde con los trabajos desarrollados por Rodrik (2008) y por Barbosa et al. (2018).

A su vez el tipo de cambio refleja el precio de una moneda frente a otra; al referirnos al tipo de cambio a precios constantes (tipo de cambio real). El tipo de cambio es una pieza fundamental para determinar modificaciones en el crecimiento económico tanto a la baja como al alza. Una devaluación de la moneda nacional puede tener diferentes impactos sobre el crecimiento de las economías. En Asia estas depreciaciones se han usado para mantener un tipo de cambio competitivo, Recientemente, algunas investigaciones han demostrado la eficacia de esta estrategia en economías emergentes, aquellas que manejan un tipo de cambio competitivo, es decir, devaluado, impulsan su crecimiento económico (Dollar, 1992; Razin y Collins, 1997; Acemoglu et al. 2003; Gala 2007b; Rodrik, 2008; Missio et al. 2015, y otros).

Para calcular el tipo de cambio es necesario hacer una doble deflactación sobre el tipo de cambio nominal, es decir, dividir a cada moneda por su índice de precios (Heath, 2012). El tipo de cambio real se define como:

$$TCR = \frac{MXP}{USD} * \frac{P'}{P}$$

En donde: MXP representa el valor en pesos mexicanos; USD equivale a 1 dólar norteamericano; P' es el índice de precios en Estados Unidos y P indica el índice de precios mexicanos.

Un tipo de cambio de equilibrio permite la comparación entre naciones, en este caso nos referimos al poder adquisitivo de las familias, el cual dictará el nivel de crecimiento que tienen los distintos países del sudeste asiático.

## **1.2 Tipo de cambio real competitivo y su medición a través del factor de conversión de la Paridad del Poder de Compra (PPC)**

Un tipo de cambio real competitivo (TCRC) incentiva la producción de bienes comerciales en el ámbito internacional, para su colocación en el mercado interno o externo (Frenkel, 2008), es decir, permite una relación entre países para comercializar entre ellos una alta gama de bienes

comerciables, de tal forma que dichos productos se puedan negociar en los mercados de cada nación.

Para poder comparar el poder adquisitivo de las familias entre dos países es necesario tomar en cuenta el precio de los productos en ambas naciones, sin embargo, hacer la diferenciación de estos simplemente con el valor de sus monedas es una forma errónea, ya que se deben tener en cuenta factores económicos que afectan la moneda de los países que se están comparando.

La teoría de la paridad de poder de compra (PPC) nos permite comparar los precios de productos de dos países. En su versión más débil sostiene que el cambio porcentual de precios de un país es igual al cambio porcentual del mismo bien en el extranjero (De Gregorio, 2012).

Cassel (1916) cimentó las bases sobre la PPC, argumentó que esta depende de la inflación absoluta de los países a evaluar, es decir:

$$\pi = n_s * \frac{\pi'}{S}$$

Donde el símbolo  $\pi$  denota la inflación absoluta del país local;  $\pi'$  indica la inflación absoluta del país extranjero;  $n_s$  es la media mensual del país extranjero con respecto al país local y  $S$  es el tipo de cambio spot.

Por otra parte Balassa (1964) muestra que el tipo de cambio es un determinante en la variación de los precios. Este autor define la PPC en dos versiones principales, absoluta y relativa. “La paridad de compra absoluta, apoyada en la ley de precio único, define al tipo de cambio entre dos países como el cociente del valor monetario absoluto de todos los bienes y servicios producidos en ambos países” (Quintana Carrillo, 2006, pág. 37), es decir, se basa en una canasta de bienes, en los cuales, cada economía puede expresar los bienes en precios absolutos. Esta se muestra en forma de ecuación de la siguiente manera:

$$P_i = E * E_j$$

Dónde:  $P_i$  es el índice de precio interno expresado a un año base;  $E$  señala al tipo de cambio nominal medido en unidades monetarias del país interno por unidad monetaria del país externo y  $E_j$  expresa el índice de precio externo expresado a un año base.

A su vez, la paridad de compra relativa, sostiene que la variación del tipo de cambio está relacionada con la variación de los precios y de la inflación de cada nación (Quintana Carrillo, 2006), la PPC relativa se puede ver matemáticamente como:

$$E = K * \frac{P_i}{P_j}$$

Dónde:  $E$  equivale a la PPC (tipo de cambio de equilibrio);  $P_i$  es el índice de precio interno expresado a un año base y  $P_j$  describe al índice de precio externo expresado a un año base

Esta consiste en multiplicar una constante por el índice de precios interno respecto al externo. Tanto en la PPC absoluta como la relativa, se asume un tipo de cambio de equilibrio, es decir, se sostiene que el precio de la oferta y la demanda es igual, esto lleva a un equilibrio macroeconómico en el largo plazo (Quintana Carrillo, 2006).

Samuelson (1964) determina que el tipo de cambio se ve afectado mayormente en el corto plazo, específicamente cuando hay fluctuaciones en las tasas de interés y en la existencia de acontecimientos políticos. Por su parte, en el largo plazo, el tipo de cambio es determinado por la variación de precios de los bienes. En este sentido, la teoría de la PPC se cumple en periodos amplios de tiempo.

Estudios recientes presentan evidencia empírica que demuestra el cumplimiento de la teoría de la PPC en el largo plazo. Breitung y Candelon (2005) realizan un estudio con pruebas de raíz unitaria y choques estructurales para una muestra de cinco países asiáticos (Tailandia, Singapur, Hong Kong, Corea del sur y Malasia) y cinco países latinoamericanos (México, Venezuela, Argentina, Colombia y Brasil). Estos autores exponen que en las economías de Asia la PPC se cumple en el

largo plazo y lo atribuyen al régimen cambiario que estas manejan. Sin embargo, rechazan el cumplimiento de esta teoría para los países de América Latina debido a que se ven afectados por el dólar en periodos largos de tiempo.

Soon et al. (2017) desarrollan un modelo de panel para 14 economías asiáticas tomando en cuenta tres periodos de crisis en la moneda de estos países, encuentran que la PPC se cumple en el largo plazo después de la ruptura en el comportamiento de su moneda. Así mismo destaca que el tipo de régimen cambiario no es influyente en el comportamiento de los países cuyas series están basadas en dólares estadounidenses. “Esto también es consistente con la noción de que con una mayor volatilidad del TCR es compatible con una velocidad de ajuste más rápida a la PPC. En otras palabras, una mayor volatilidad de los choques que genera el tipo de cambio está relacionada con un menor grado de persistencia” (Soon, Baharumshah, Md. Shariff, & Ibrahim, 2017).

Para el caso práctico de esta investigación el tipo de cambio y el PIB se estiman desde el enfoque de la producción, es decir, con base en la PPC, se construyen con datos de la Penn World Table 9.1. El manejo de las variables permite hacer una comparación entre países respecto a su capacidad productiva, y, permite realizar una mejor interpretación al contrastar el nivel de crecimiento económico entre los países del sudeste asiático.

### **1.3 La importancia de un tipo de cambio real devaluado**

La teoría convencional sostiene que una moneda devaluada podría elevar las exportaciones de un país, solo si se cumplen tres factores; que los precios se expresen en la moneda del país exportador y no se determine en el precio de mercado; la demanda externa sea elástica al precio y la oferta exportable también sea elástica. Este modelo obliga a mantener una baja inflación, por lo tanto, el Banco Central se ve obligado a apreciar el tipo de cambio provocando así un bajo crecimiento del ingreso y el empleo. Cuando se aprecia el tipo de cambio se atraen flujos de capital especulativo, esto genera burbujas inflacionarias en el mercado de activos, y estas provocan que la inversión de los bienes comerciables se vea reducida por la alta incertidumbre inflacionaria (Mantey, 2013).



Bresser-Pereira y Gala (2008) explican que mantener un tipo de cambio fijo para aumentar el ahorro no es favorable, del mismo modo, rechazan la idea de sostener un tipo de cambio real controlado al largo plazo. Además, argumentan que para generar un crecimiento en la economía con un manejo de esta política (ahorro externo) se debe mantener un superávit en la cuenta corriente, es decir, se tiene que conservar el TCR ligeramente devaluado.

Los beneficios disminuyen cuando el tipo de cambio se aprecia y las exportaciones caen, esto es incompatible con la productividad, o con la tasa de beneficios suficiente para mantener a la economía creciendo, dicho de otro modo, la apreciación del tipo de cambio incrementa el consumo y disminuye la cantidad de beneficios, lo que conlleva a una reducción de la inversión financiada con ahorro interno (Bresser-Pereira & Gala, 2008).

Las experiencias recientes sobre la política económica han utilizado el manejo de un tipo de cambio competitivo para alcanzar una mejoría en diferentes objetivos; tal es el caso de la asignación de recursos, asegurando que estos pueden ser influenciados en términos reales por extensos periodos de tiempo, y que pueden reflejarse a través de la demanda agregada; un TCRC acompañado de políticas comerciales e industriales generaría mayor producción y desarrollo, en lo referente al mercado financiero, generaría un control sobre las expectativas y el comportamiento de dichos mercados; en cuanto al balance externo, la tendencia de este usualmente responde al comportamiento del tipo de cambio y a políticas inflacionarias, manteniendo un bajo nivel de precios (Frenkel & Taylor , 2006).

Se ha demostrado empíricamente que, cuando el tipo de cambio se aprecia, éste no tendrá efectos positivos en la creación de empleos, al contrario, se esperaría un gran decremento en el sector comercial. Por otro lado, una depreciación genera un incremento en las exportaciones y un efecto positivo sobre la demanda de bienes comerciables, ya que estos se convierten en “sustitución de importaciones”, llevando esto a un equilibrio económico al mediano y largo plazo (Frenkel & Taylor , 2006)

La evidencia empírica demuestra que las economías emergentes con movimientos bruscos en el tipo de cambio, con cambios importantes en los flujos de capitales y que manejan un régimen de

metas de inflación han presenciado un desempeño económico pobre, sin embargo, bajo un estímulo de un tipo de cambio competitivo se observa un rápido crecimiento económico, esto indica que un TCRC subvaluado favorece las exportaciones y reduce importaciones, lo que se convierte en un promotor de desarrollo económico (Galindo & Ros, 2005)

El principal error de las economías en desarrollo es no contar con un adecuado manejo del tipo de cambio, que incida positivamente en el crecimiento del ingreso per cápita. Se ha demostrado que las apreciaciones en la moneda crean un lento crecimiento económico, y que, por el contrario, devaluaciones cambiarias facilitan el aumento en la producción (Rodrik, 2008).

### **1.3.1 Manejo de un tipo de cambio real para el crecimiento económico**

Los tipos de cambio mal administrados pueden ser desastrosos para el crecimiento económico. Evitar una apreciación cambiaria significativa de la moneda es una de las experiencias más robustas que se pueden obtener de las economías con un crecimiento acelerado, que parece estar fuertemente apoyado por la evidencia empírica de varios países. Las apreciaciones cambiarias están asociadas con la escasez de divisas, la búsqueda de intereses y la corrupción, déficits de cuenta corriente insosteniblemente grandes, crisis de balanza de pagos y ciclos macroeconómicos intermitentes, todos los cuales son perjudiciales para el crecimiento. Es aquí donde el precio relativo de los bienes comerciables respecto a los bienes no comerciables (es decir, el tipo de cambio real) parece desempeñar un papel más fundamental en la convergencia del ingreso de los países en desarrollo en comparación con el de los países desarrollados (Rodrik, 2008).

Loría (2016) sostiene que el tipo de cambio real es una variable fundamental que estimula el crecimiento de largo plazo del producto, por la vía de la corrección de la cuenta corriente, por el impulso al mercado interno y por su efecto positivo sobre la productividad factorial, un tipo de cambio real competitivo tendría un efecto positivo sobre la producción y demanda interna, al mantener la competitividad del tipo de cambio podrían evitarse los choques inflacionarios y suavizar los ciclos económicos. Por lo tanto, dentro del actual régimen de flotación cambiaria controlada, el objeto central de las autoridades económicas debería enfocarse en mantener un tipo de cambio real competitivo y estable de largo plazo.

En suma, lo que debe buscarse a toda costa –a pesar de las dinámicas propias que establece la globalización en materia de reducir la capacidad de manejo de la autoridad cambiaria– es una política monetaria favorable al crecimiento que evite apreciaciones y las consecuentes depreciaciones cambiarias remediales que, por ser de ese carácter, siempre han tenido fuertes costos sociales y económicos (Loría, 2016).

Existe literatura que demuestra los casos en donde manejar un régimen de este tipo (tipo de cambio competitivo) es perjudicial. Esto depende, según los especialistas (Mántey, 2013; Mohsen et al, 2000; y otros) del manejo que los países han llevado sobre su economía.

Un modelo económico que hace un mal manejo sobre el tipo de cambio real ignora los efectos de una devaluación en países con alta dolarización de pasivos<sup>1</sup>. Adicionalmente se debe considerar el traspaso elevado del tipo de cambio a la inflación, como ya se mencionó, en una economía que maneja un régimen de metas de inflación mantener un tipo de cambio apreciado es esencial para controlar los choques sobre la volatilidad inflacionaria. De acuerdo con Mántey (2013), la magnitud de los efectos financieros de una devaluación, en países con alta dolarización de pasivos, se advierte con claridad al relacionar sus deudas externas con el PIB.

Para las economías del sudeste asiático el efecto de la depreciación del tipo de cambio sobre el ingreso per cápita depende de la extensión que estas mismas hagan sobre la demanda agregada (DA). Debido a que una depreciación de la moneda nacional crea un decremento sobre la demanda agregada. Es decir, al interrumpir la actividad del sector financiero una depreciación en el tipo de cambio hace que la producción nacional se contraiga, además, una contracción sobre la moneda puede causar que el componente de inversión en la fórmula de  $DA^2$  disminuya considerablemente (Mohsen, Souphala, & Magda, 2002).

---

<sup>1</sup> La dolarización se entiende de manera general cuando se renuncia al uso de la moneda local por una moneda extranjera, usualmente y en este caso a los dólares estadounidenses. Al realizar este movimiento tanto activos como pasivos se manejan con la moneda a la cual decidieron centrarse.

<sup>2</sup> Recordando que la forma de calcular la demanda agregada es:  $DA = C + I + G + (X - M)$ ; donde: C es el consumo de las familias, I es la inversión pública, G el saldo neto de exportaciones y  $X - M$  es la balanza comercial.

Frenkel, et al. 2006; Rodrik, 2008; Rapetti, 2011; Rajan, 2012; Missio, et al. 2015; Basbosa, et al. 2018; Ribeiro, 2018 y Ruiz y Fregoso 2018 demuestran que las economías emergentes del sudeste asiático han mantenido su moneda devaluada en los últimos años, así han mantenido un tipo de cambio competitivo y esto les ha permitido alcanzar un crecimiento económico constante. Además mencionan que para alcanzar dicho crecimiento aplicaron políticas que les permitieron superar el trilema incompatible<sup>3</sup>, el cual consiste en: i) que los bancos centrales hagan intervenciones esterilizadas en el tipo de cambio; ii) tener controles de capital y iii) una coordinación de políticas macroeconómicas. Gracias a esto mantuvieron estables los precios y pudieron reducir los choques que generan las devaluaciones, y así, el ingreso per cápita ha tenido un aumento constante.

León-Ledesma (2002) encuentra evidencia estadística de que los países en desarrollo con altos niveles de innovación tecnológica impulsan las exportaciones y la productividad. En general, apoyan la hipótesis de que los bienes de sectores relativamente intensivos en tecnología tienen mayores elasticidades de la demanda de exportaciones (importaciones) y mayores tasas de crecimiento (Gouvea & Lima, 2010).

A su vez Rajan (2012) realiza un estudio en el cual muestra que para el sudeste asiático mantener una moneda devaluada impulsa el ingreso per cápita, además de que mejora sus niveles de exportaciones y su sector industrial. Encuentra que, los bancos centrales de estos países parecen reaccionar de manera diferente a las presiones de apreciación y depreciación. Concretamente, las respuestas de los bancos centrales de estos países a las tasas de apreciación son mucho más fuertes que a las tasas de depreciación del mismo valor.

Rajan (2012), también menciona que el tipo de cambio real en gran parte de Asia oriental condujo a la reasignación sectorial de recursos, lo que a su vez puede haber ayudado a transformarlos en potencias industriales y de exportación, “es poco probable que la historia de crecimiento dinámico basada en las externalidades de la producción de más comerciables como se describe anteriormente sea válida para siempre. En general, se cree que la productividad del sector comercial superará a la

---

<sup>3</sup> El trilema incompatible o trilema imposible se refiere a que una nación solo podrá conseguir un objetivo a la vez, es decir, una economía solo puede alcanzar al mismo tiempo una sola de estas tres condiciones: 1) tipo de cambio fijo; 2) libre movimiento de capitales y 3) política monetaria autónoma.

de los no comerciales y que los salarios reales tendrán que comenzar a aumentar con el tiempo a medida que el país se desarrolle”.

Barbosa, et al. (2018), presentan evidencia empírica que demuestra que, mientras menor sea el control de los flujos de capital externo es más difícil alcanzar un tipo de cambio real competitivo y que las intervenciones esterilizadas, correctamente efectuadas<sup>4</sup>, en el tipo de cambio ayudan a fomentar esta política para, en el caso de las economías emergentes de Asia, donde ya se ha implementado una estrategia de exportaciones, esto les ha permitido hacerse con capital extranjero; mientras que, en el caso de América estos flujos de capital se orientaron a la inversión especulativa, aunado a que la intervención del mercado cambiario no fue la más eficiente, lo que ha llevado a que la región presente bajas tasas de crecimiento de su producto.

En esta misma línea, Rodrik (2008) ha demostrado que existen diferentes políticas que generan tipos de cambio competitivos, estos instrumentos son: las políticas fiscales, los incentivos de ahorro (o desincentivos), las políticas de cuentas de capital y las intervenciones en los mercados de divisas.

Finalmente, Barbosa, Jayme y Missio (2018) presentan una crítica sobre uno de los pilares del paradigma neoclásico, como lo es “el trilema incompatible”, el cual se fundamenta en tres principales metas de política: 1) Integración financiera (libre movilidad de capitales); 2) Estabilidad del tipo de cambio; y 3) autonomía monetaria. La mayoría de los países se encuentran restringidos por la opción binaria, es decir el trilema establece que las economías pueden optar por solo dos de las 3 metas de política. “Pueden elegir el nivel de integración financiera con controles de capital permanentes y administrar su tipo de cambio bajo un régimen de flotación, mientras mantienen una política monetaria relativamente independiente (Bresser Pereira 2012).

En muchos casos las economías prefieren mantener un régimen de flotación controlada (flotación sucia), es decir, un punto intermedio entre un tipo de cambio fijo y flexible, así el Banco Central puede intervenir para controlar los choques que se generan en el tipo de cambio, en estos casos los

---

<sup>4</sup> Se considera que una intervención es efectuada correctamente cuando la acumulación de reservas es mayor que el incremento de la acumulación de capital. Así el Banco Central puede comprar moneda extranjera para ampliar sus propias reservas y no fomentar el crecimiento de la base monetaria en caso de un aumento en la demanda de dinero.

tomadores de decisiones prefieren tener una mayor integración financiera y como consecuencia se pierde autonomía monetaria. En tales circunstancias, la forma en que las autoridades pueden mantener un régimen de políticas coherentes con un TCR objetivo es imponer controles de cambio y restricciones de las salidas de capital (Frenkel & Taylor , 2006).

Se puede eludir el trilema incompatible, permitiendo que las autoridades monetarias traigan objetivos de desarrollo a su alcance. Pero tienen que tener en cuenta al menos cinco consideraciones importantes en la gestión monetaria: 1) tener un control sobre la inflación y la jerarquía de objetivos de política; 2) una focalización sobre el TCR; 3) deben tenerse en cuenta los cambios en la demanda agregada que probablemente resulten de los cambios en el tipo de cambio y la política monetaria, y deben implementarse políticas de compensación apropiadas; 4) mantener una combinación de controles temporales de entrada o salida de capital para permitir que el Banco Central regule los agregados monetarios y 5) la demanda de dinero inestable y otros factores impredecibles significan que las autoridades monetarias deben estar alertas y flexibles. Todo esto es un medio para dar más discreción al tratar de alcanzar un solo objetivo (Frenkel & Taylor , 2006).

En un régimen de política de desarrollo, la política monetaria debe diseñarse en vista de sus probables efectos sobre el TCR, el control de la inflación y el nivel de actividad económica. En este caso los bancos centrales de algunos países en desarrollo intervienen de manera más o menos sistemática en los mercados cambiarios mediante las reservas internacionales ya que estas responden al nivel de actividad económica y la agitación financiera. Dichas intervenciones deberían ayudar a apoyar un TCR orientado al desarrollo, es decir, la tasa nominal debería moverse para mantener el tipo de cambio en un nivel competitivo y estable durante un período prolongado de tiempo (Frenkel & Taylor , 2006).

### **1.3.2 Los bancos centrales y la intervención esterilizada en el mercado cambiario.**

En la crisis de 1990 los países asiáticos necesitaron reducir el grado de divergencia de políticas macroeconómicas para adoptar políticas macroeconómicas-abiertas. Esto provocó que en años posteriores mantuvieran un nivel alto de sus reservas internacionales (Aizenman & Ito, 2014) y Rajan (2012).

Esto volvió a los bancos centrales adversos a las apreciaciones, es decir, sostener un gran número de RI mantuvo el TCR depreciado para las economías emergentes asiáticas. Los BC se encargan de defender su tipo de cambio manteniendo una autonomía monetaria. Las autoridades monetarias tienen dos objetivos principales: mantener un óptimo nivel de reservas internacionales y el tipo de cambio. El Banco Central interviene más cuando el tipo de cambio se ha apreciado, esto es señal que se prefiere una moneda depreciada (Rajan, 2012).

No obstante, el instituto central no puede intervenir siempre en el mercado de divisas, ya que se encuentra limitado por la cantidad de reservas internacionales que utiliza para llevar a cabo la intervención esterilizada. Una política de intervención esterilizada es sostenible sólo si el costo de la esterilización<sup>5</sup> es nulo o negativo, en situaciones de exceso de demanda de moneda internacional estos bancos centrales no pueden adoptar un objetivo de tipo de cambio sin afectar la tasa de interés. Además no hay simetría entre situaciones de déficit y superávit en la balanza de pagos, esto debido a que estas intervenciones dependen del nivel de reservas internacionales del país (Frenkel, 2007). Para Frenkel (2007) La condición que posibilita el control del tipo de cambio y la simultánea preservación de la autonomía monetaria es la existencia de un exceso de oferta de moneda internacional al tipo de cambio establecido como meta. En tal circunstancia, el BC puede comprar el exceso de oferta, y al mismo tiempo controlar la tasa de interés, esterilizando el impacto monetario de la intervención, es decir, bajo estas circunstancias el trilema no se cumple. Ante una creciente demanda del tipo de cambio, se depende de la acumulación de las reservas. Tomando esto en cuenta los flujos de capital dependen de las expectativas del tipo de cambio, que a la vez pueden modificarse mediante el comportamiento de los bancos centrales (Barbosa, Jayme, & Missio, 2018).

Las intervenciones esterilizadas no pueden aplicarse en todas las circunstancias. Estas dependen de la tasa de interés que se generan por las reservas internacionales, de la tasa de interés interna, de la tendencia del tipo de cambio y de la evolución de las variables que determinan la oferta y la demanda de la base monetaria como pueden ser los precios de los bienes comerciables. En términos

---

<sup>5</sup> Para el Banco Central el costo de esterilización se define con la siguiente ecuación:  $C_s = C_i + C_v$ ; donde:  $C_s$  es el costo de esterilización;  $C_i$  son los intereses que se pagan o se reciben y  $C_v$  el valor de las reservas internacionales

generales, los BC pueden gestionar el tipo de cambio mediante intervenciones esterilizadas. No obstante, las condiciones de déficit o los costos de esterilización limitan su acción (Barbosa, Jayme, & Missio, 2018).

Bofinger, et al 2001; Calvo, et al. 2002; Mántey, 2009; entre otros demuestran que, generalmente, los bancos centrales de las economías emergentes que dicen tener un régimen de flotación realmente tiene “miedo a flotar” lo que conlleva una fuerte intervención de los BC en sus mercados cambiarios.

El miedo a flotar es un fenómeno ampliamente difundido, particularmente en los países en desarrollo que experimentan un elevado traspaso del tipo de cambio a la inflación. En los países que han adoptado el régimen de metas de inflación, esto significa que el control monetario se realiza con dos instrumentos de política: las operaciones de mercado abierto, para regular la tasa de interés; y la intervención esterilizada en el mercado de cambios, para establecer el objetivo del tipo de cambio (Mántey, 2009).

“La utilidad de la intervención esterilizada en el mercado cambiario se deriva del incumplimiento de la hipótesis de paridad de tasas interés<sup>6</sup>. La violación de este supuesto permite al Banco Central disponer de dos instrumentos para lograr dos objetivos: las operaciones de mercado abierto para establecer la tasa de interés, y la intervención esterilizada para regular el tipo de cambio” (Mántey, 2009).

Mántey (2009) señala que el Banco Central puede intervenir en la regulación del tipo de cambio sin afectar la tasa de interés depende de la dirección que los choques que se propicien sobre el mercado cambiario, de esta manera el BC no tiene límite para intervenir cuando se trata de una apreciación, esto en el sentido de adquisición en oferta de divisas, aumentando la liquidez primero y después esterilizándola a través de la venta de un bono o depósito con interés del Banco Central.

---

<sup>6</sup> La teoría de la paridad de las tasas de interés establece que dos activos con riesgo y plazo similares, deben tener el mismo rendimiento independientemente del país de donde provengan dichos activos. Esta teoría debe cumplir con dos supuestos: i) movilidad de capital. El capital de los inversores puede ser combinado con la moneda nacional y extranjera, e ii) sustitución perfecta. Dichos activos con riesgo y plazo similares deben ser perfectamente sustituibles entre sí.



“Por el contrario, cuando la moneda tiende a devaluarse, el Banco Central tiene un límite presupuestal para su intervención, dado por el monto de las reservas internacionales con que cuenta, además del problema del costo de la intervención, pues el diferencial de tasas que tiene que ofrecer es más alto” (Mántey, 2009).

“La violación del supuesto de paridad de tasas de interés en el modelo teórico en que se sustenta el régimen de metas de inflación, permite usar dos instrumentos de política monetaria en lugar de solo uno: i) las operaciones de mercado abierto para establecer la tasa de interés, e ii) la intervención esterilizada para regular el tipo de cambio” (Rosas, 2011).

Rosas (2011) menciona que cuando se esteriliza un impacto monetario mediante una intervención del Banco Central se constituye como un instrumento de política libre de la tasa de interés.

### **1.3.3 Implementación de controles de capital y su compatibilidad con los flujos de capital**

Además de las intervenciones esterilizadas, las medidas de control de capital pueden ayudar a gestionar el TCRC. De hecho, es posible mezclar los mercados de capital regulados, aunque especulativos, con la estabilidad del tipo de cambio y la autonomía monetaria, lo que permitiría los flujos de capital (Barbosa, Jayme, & Missio, 2018).

De acuerdo con Cruz y Casarreal (2015) la instauración de controles de capital, es una herramienta eficiente para gestionar grandes flujos, aminorando así sus efectos nocivos.

Los efectos negativos de grandes flujos de capital en una economía son los desajustes cambiarios, el incremento de la fragilidad financiera, la potencial contracción del PIB y/o la pérdida de autonomía monetaria. De esta manera la justificación de los controles de capital pasa entonces por entender que, sin ellos, una economía, en efecto, sufre una o varias de las consecuencias arriba señaladas.

Cruz y Casarreal (2015) mencionan que para una economía con un régimen de cambio flexible el mayor gasto público genera, toda vez que la oferta monetaria permanece constante, el aumento de la tasa de interés doméstica por encima de la internacional, atrayendo por lo tanto flujos de capital,

los cuales aprecian el tipo de cambio (nominal y real). Como resultado, las exportaciones se contraen y las importaciones aumentan.

Sus resultados indican que los controles de capital fueron efectivos en el caso de Corea y Tailandia al lograr depreciar el tipo de cambio. No obstante, sus efectos en otras variables son mixtos. Por ejemplo, tuvieron un efecto positivo en las exportaciones, pero negativo en la productividad.

La evidencia empírica demuestra que los controles de capital favorecen a la economía nacional reduciendo el riesgo de liquidez e impulsando los auges económicos de las economías emergentes (Barbosa, et al, 2018). Ocampo, 2003; Magud, et al. 2011; Palma, 2012, y otros concuerdan en que los flujos financieros intensifican los ciclos de auge y caída, particularmente en los países en desarrollo, como sucedió en muchos países latinoamericanos, principalmente después de la desregulación de la cuenta de capital, además afirman que los controles de capital ayudan a mantener un tipo de cambio real devaluado. Si la economía está inesperadamente bajo controles de capital reduce el déficit de cuenta corriente. En equilibrio, esto debería elevar el tipo de cambio, es decir, una depreciación real, para equilibrar la cuenta corriente en presencia de menores flujos de capital para financiar la economía interna (Magud, Reinhart, & Rogoff, 2011).

Ocampo (2003) explica que si los controles de capital tienen éxito brindan cierto espacio para “apoyarse contra el viento” durante los períodos de euforia financiera mediante la adopción de una política monetaria contractiva y / o presiones de apreciación reducidas, también reducen los costos cuasi fiscales de la acumulación de divisas esterilizadas. "Los controles de capital sobre las entradas parecen hacer que la política monetaria sea más independiente, alteran la composición del flujo de capital y reducen el tipo de cambio real” (Magud, Reinhart, & Rogoff, 2011).

#### **1.3.4 Coordinación de políticas macroeconómicas**

Llevar a cabo políticas destinadas a preservar un tipo de cambio real devaluado, implicaría la coordinación de políticas de tipo de cambio con las políticas fiscales, monetarias y de ingresos, en un intento de controlar el aumento de los precios y salarios no comerciables, los costos de

producción son claves para estas políticas ya que afectan la rentabilidad comercializable (Rapetti, 2011).

Rapetti (2011) hace mención al trilema argumentando que cuando se implementan intervenciones esterilizadas permite un mejor manejo de políticas monetarias y cambiarias, tener cierta política monetaria puede requerir la implementación de intervenciones extranjeras esterilizadas y técnicas de gestión de cuentas por capital. La esterilización puede correr en costos cuasi fiscales significativos y las entradas de capital pueden encontrar formas de eludir las regulaciones. En particular, la política fiscal tiene un sesgo contractual bajo un régimen de TCR competitivo, ya que tiene que evitar la apreciación real proveniente de la inflación de precios no negociables.

Sin embargo, incluso cuando se implementan estos instrumentos, parece claro que en un régimen de TCR competitivo, dado que la política monetaria está subordinada a la política de tipo de cambio, la capacidad de utilizarlo con objetivos de demanda interna se reduce. Esto se debe a que se incrementan los precios no negociables. Puede surgir un resultado diferente si, junto con la devaluación del tipo de cambio, el gobierno implementa políticas de gestión de la demanda interna para frenar la tendencia hacia aumentos de precios no negociables y políticas de gestión salarial para coordinar los aumentos salariales con el crecimiento de la productividad en el sector comercializable (Rapetti, 2011).

Si desea apuntar al TCR, el Banco Central debe mantener un control tolerable sobre los impactos macroeconómicos de los flujos financieros transfronterizos en un mundo con mercados de capital extranjero relativamente abiertos. Si hay salidas de capital demasiado grandes para manejar con un tipo de cambio normal y políticas monetarias, las autoridades ciertamente no quieren involucrarse en una contracción monetaria que provoque una recesión. Si el tipo de cambio se ha mantenido en un nivel relativamente débil, el déficit externo no está activando las alarmas financieras y la inflación está bajo control, entonces no hay razones "fundamentales" para que los participantes del mercado esperen una maxidevaluación (Frenkel & Taylor , 2006).

Para Rapetti (2011) los países que tienen la intención de implementar una estrategia basada en el TCR competitivo, deben coordinar la política macroeconómica (tipo de cambio, gestión salarial,

política monetaria y fiscal) para evitar un aumento en los precios y salarios no comerciables, además, el gobierno puede optar por administrar el salario real, de modo que los costos laborales no aumenten por encima de las ganancias de productividad del sector comercializable.

Una política sobre el tipo de cambio consiste en que los shocks nominales a corto plazo mantengan efectos positivos permanentes sobre la economía,<sup>7</sup> así, en consecuencia, un efecto temporal de la política de tipo de cambio sobre el nivel del TCR puede tener efectos duraderos en la economía. La política fiscal tiene una mayor responsabilidad en la gestión del ritmo de la demanda interna que en los regímenes estándar de metas de inflación, en los que la gestión de la demanda interna se basa casi exclusivamente en la política monetaria, esto implica que la administración de la cuenta de capital tenga efecto para mantener un tipo de cambio real devaluado. Cuando se maneja una moneda devaluada es importante mantener un nivel alto en la productividad del país, el uso de políticas de gestión salarial permitiría coordinar los aumentos salariales con el crecimiento de la productividad en el sector comercializable. Como resultado, la expansión del sector comercializable no solo se produce conjuntamente con un mayor crecimiento económico, sino también con el aumento de los salarios reales. En resumen, una política competitiva de TCR se basa en la coordinación de la política macroeconómica (Rapetti, 2011).

El modelo econométrico que se aborda en este trabajo de investigación se realiza bajo las siguientes variables explicativas: intervención del tipo de cambio, gasto del gobierno, productividad laboral, la tasa de desempleo, régimen cambiario (variables dummy), integración financiera y la tasa de interés.

Barbosa et al. (2018) señalan que, en economías del sudeste asiático, mientras menor sea el control de capital es más difícil alcanzar un tipo de cambio real competitivo. Las intervenciones en el tipo de cambio ayudan a fomentar esta política. El aumento en la productividad se ve ligada a la devaluación del tipo de cambio. También muestran que una política de gestión salarial puede ser no necesaria para lograr un TCR competitivo. Un tipo de cambio fijo puede generar un aumento

---

<sup>7</sup> Sabemos que el tipo de cambio nominal y real están correlacionados en el corto plazo, pero este efecto desaparece con el tiempo. Esto lleva a que el efecto de los shocks no sea duradero en la economía.

en la inflación y eso llevar a una devaluación del tipo de cambio. El gasto del gobierno tiene un efecto positivo sobre una estrategia competitiva del tipo de cambio.

La intervención esterilizada sobre los mercados cambiarios en Asia depende de la baja tasa de interés y de las enormes reservas internacionales, el control sobre los flujos de capital y la oferta monetaria es un factor importante para mantener un régimen de TCRC y una coordinación de políticas cambiarias, fiscales, monetarias y de ingresos conducen a una buena administración de un tipo de cambio devaluado que impulse el crecimiento económico. Hay que resaltar que la estrategia de tipo de cambio competitivo es la principal característica que tiene en común el crecimiento de las economías asiáticas.

Siguiendo una perspectiva heterodoxa, es decir, utilizando variables y políticas macroeconómicas que influyan en la demanda, se busca plantear un modelo que permita medir adecuadamente la influencia del tipo de cambio real competitivo sobre el crecimiento económico de las economías en desarrollo. Para esto, el presente trabajo de investigación realiza un análisis sobre una muestra de 9 economías emergentes del sudeste asiático, las cuales son: Hong Kong, Indonesia, Corea del sur, Myanmar, Malasia, Filipinas, Singapur, Tailandia y Taiwán mediante un modelo de datos de panel y se consideran variables de control que permitan realizar una medición robusta del crecimiento del ingreso per cápita, además se realiza una regresión logística LOGIT con datos de panel para estimar los determinantes de las desalineaciones del tipo de cambio.

## **CAPÍTULO 2. MODELOS DE REGRESIÓN CON DATOS DE PANEL**

Manejar diferentes países en un modelo econométrico, y comparar los resultados que arrojen cada uno de estos, en este caso una muestra de 9 países del sudeste asiático, los cuales son: Hong Kong, Indonesia, Corea del sur, Myanmar, Malasia, Filipinas, Singapur, Tailandia y Taiwán, puede resultar un trabajo complicado, ya que las metodologías convencionales en análisis de regresión y series de tiempo (MCO, MCG, MC2E, etc.) no permiten este tipo de agrupamientos. Sin embargo, existen las herramientas adecuadas para realizar una investigación.

Existen tres tipos de categorías al momento de obtener los datos de alguna variable: Datos de corte transversal, donde las observaciones difieren por individuo, pero no sobre el tiempo; series de tiempo, en este caso los datos son diferentes en el tiempo; y los datos de panel, esta técnica contiene a las dos anteriores. La metodología de datos de panel permite trabajar con diferentes grupos, en este caso naciones y analizar su comportamiento como región y a través del tiempo. Del mismo modo diferentes autores (Gutiérrez, 2007; Concha et al. 2014; Pinilla et al. 2013; Beuren et al. 2014) han utilizado esta metodología para otras regiones, específicamente para Latinoamérica para determinar la relación entre el tipo de cambio real y el ingreso per cápita. Este trabajo de investigación contiene datos recientes ya que los datos extraídos de la Penn World Table 9.1 pertenecen a la última actualización aplicada sobre esta base de datos.

En este capítulo se explica esta técnica econométrica y sus variaciones, también muestra las pruebas estadísticas que requieren los datos de panel y la forma en cómo se obtienen las pruebas de hipótesis. Se realizan pruebas estadísticas que permiten identificar el mejor modelo que permita conocer el comportamiento del crecimiento económico. Estimar correctamente el modelo es de gran importancia para conocer la relación entre el tipo de cambio competitivo y las variables que permitan impulsar el ingreso per cápita, para obtener resultados consistentes y robustos se buscan problemas de autocorrelación serial (series de tiempo), correlación contemporánea (para la sección transversal) y heterocedasticidad, estos problemas se resuelven mediante la estimación de los errores estándar de White.

## 2.1 Modelo de panel estático general

Un panel de datos incorporará información a través del tiempo y el espacio, es decir una combinación entre series de tiempo y datos de corte transversal. Es importante destacar que un panel mantiene a los mismos individuos u objetos y mide cierta cantidad sobre ellos a lo largo del tiempo (Brooks, 2008). Económicamente podemos describir estos en la siguiente ecuación:

$$y_{it} = C + \beta x_{it} + u_{it}$$

Donde  $y$  es la variable dependiente,  $\alpha$  es el término de intersección,  $\beta$  es un vector  $k \times 1$  de parámetros a estimar en las variables explicativas, y  $x_{it}$  es un vector  $1 \times k$  de observaciones en las variables independientes, siendo  $t$  el periodo estudiado  $t = 1, \dots, T$ ; e  $i$  los individuos analizados  $i = 1, \dots, N$ , y  $u_{it}$  el termino de perturbación estocástica (Brooks, 2008). A este modelo se le conoce como modelo estático general.

La mayoría de las aplicaciones de datos de panel utilizan un modelo de componente de error unidireccional para las perturbaciones, con

$$u_{it} = u_i + v_{it}$$

Donde  $u_i$  denota el efecto específico individual no observable y  $v_{it}$  denota la perturbación restante, tenga en cuenta que  $u_i$  es el tiempo invariante y da cuenta de cualquier efecto individual y específico que no se incluye en la regresión. En este caso, podríamos considerarlo como la capacidad no observada del individuo. La perturbación restante varía según los individuos y el tiempo y puede considerarse como la perturbación habitual en la regresión (Baltagi, 2005).

Brooks (2008) describe que la manera más fácil de trabajar con los datos es acomodando los valores de la variable dependiente “ $y$ ” en una sola columna incluyendo todos los individuos de la muestra, de igual modo con las variables explicativas; agrupando por fila cada una de estas y en columna los datos por analizar. De tal modo que, la estimación podría realizarse con Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Contar con datos a lo largo del tiempo para las mismas unidades de sección

transversal es útil por varias razones. Por un lado, nos permite buscar relaciones dinámicas, algo que no podemos hacer con una sola sección transversal. Por otro lado el conjunto de datos de panel también nos permite controlar la heterogeneidad de sección transversal no observada (Wooldridge, 2002).

En esta investigación los datos de panel son una herramienta importante ya que se ocupa una muestra de corte transversal que cuenta con los siguientes países del sudeste asiático: Hong Kong, Indonesia, Corea del sur, Myanmar, Malasia, Filipinas, Singapur, Tailandia y Taiwán las variables se analizan a través del tiempo, el periodo de muestra es 1962-2017 y los datos se obtuvieron de la PWT9.1 y de la IFS.

Algunas ventajas que tienen los datos de panel son; i) un conjunto de panel al manejar a diferentes individuos en diferentes periodos de tiempo puede tener presencia de heterogeneidad, las estimaciones de estos modelos toman en cuenta dicha heterogeneidad; ii) presentan un mayor número de observaciones; iii) pueden ser una mejor opción para estudiar el comportamiento de fenómenos macroeconómicos; iv) al disponer de datos para varios miles de unidades, los datos de panel reducen el sesgo posible si se agregan individuos o empresas en conjuntos numerosos (Gujarati & Porter, Basic Econometrics, 2009).

En este mismo sentido Brooks (2008) describe tres ventajas de los modelos de panel: i) se pueden abordar una gama de problemas más amplios que solo trabajar con series de tiempo o datos transversales; ii) al combinar datos de series transversales y de series de tiempo, se puede aumentar el número de grados de libertad y, por lo tanto, el poder de la prueba, al emplear información sobre el comportamiento dinámico de un gran número de entidades al mismo tiempo. La variación adicional introducida al combinar los datos de esta manera también puede ayudar a mitigar los problemas de multicolinealidad que pueden surgir si las series de tiempo se modelan individualmente; iii) al estructurar el modelo de manera apropiada, podemos eliminar el impacto de ciertas formas de sesgo de variables omitidas en los resultados de regresión (Brooks, 2008). Para comparar el impacto del TCRC sobre el crecimiento económico entre diferentes países del sudeste asiático esta metodología (datos de panel) brinda más ventajas que otro tipo de modelos econométricos, de este modo la estimación de los resultados resulta más efectiva.



Del mismo modo Baltagi, (2005) menciona algunos beneficios que se obtienen al utilizar datos de panel, los cuales son: i) control de la heterogeneidad individual. Los datos del panel sugieren que las personas, empresas, estados o países son heterogéneos. Los estudios de series temporales y de sección transversal que no controlan esta heterogeneidad corren el riesgo de obtener resultados sesgados; ii) Los datos del panel brindan más datos informativos, más variabilidad, menos colinealidad entre las variables, más grados de libertad y más eficiencia. Los estudios de series temporales están plagados de linealidad múltiple. Esto es menos probable con un panel, ya que la dimensión de la sección transversal agrega mucha variabilidad; iii) los datos del panel pueden estudiar mejor la dinámica del ajuste. Las distribuciones transversales que parecen relativamente estables ocultan una multitud de cambios, si estos paneles son lo suficientemente largos, pueden arrojar luz sobre la velocidad de los ajustes a los cambios en las políticas económicas. En este sentido, el estudio sobre las políticas económicas que surgen en un régimen con un tipo de cambio devaluado, pueden ser capturadas de manera óptima en un modelo de datos de panel. Además, los países que se ocupan en el estudio se manejan de manera heterogénea.

Si bien esta es una manera simple de proceder, y requiere la estimación de la menor cantidad posible de parámetros, tiene algunas limitaciones severas. Lo más importante es que agrupar los datos de esta manera supone implícitamente que los valores promedio de las variables y las relaciones entre estas son constantes a lo largo del tiempo y en todas las unidades de la sección transversal de la muestra (Brooks, 2008).

Algunas de las limitaciones que se ven en los datos de panel son las siguientes: i) problemas de diseño y recopilación de datos. Para una discusión extensa de los problemas que surgen en el diseño de encuestas de panel, así como la recolección de datos y los problemas de gestión de datos; ii) distorsiones de errores de medición. Pueden surgir errores de medición debido a respuestas defectuosas, para el caso de encuestas; iii) dimensión corta de series temporales. Los “micropanel” típicos involucran datos anuales que cubren un período de tiempo corto para cada individuo; iv) Dependencia de corte transversal. Los paneles macro en países o regiones con series de larga duración que no tienen en cuenta la dependencia entre países pueden dar lugar a inferencias

engañosas. Para este problema se sugieren pruebas de raíz de unidad de panel alternativas que tengan en cuenta esta dependencia (Baltagi, 2005).

Books (2008) describe dos tipos de panel al momento de recolectar los datos, un panel equilibrado y no equilibrado. Un panel equilibrado tiene el mismo número de observaciones de series de tiempo para cada unidad de sección transversal (o de manera equivalente, pero visto de otra manera, el mismo número de unidades de sección transversal en cada momento puntual), mientras que un panel no equilibrado tendría algunos elementos de sección transversal con menos observaciones u observaciones en diferentes momentos a otros.

## 2.2 Modelo con efectos agrupados (pooled OLS)

La especificación tipo agrupado se puede ver de la siguiente manera Wooldridge (2002):

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_{it}$$

“Este modelo puede parecer demasiado restrictivo porque  $\beta$  es el mismo en cada período de tiempo. Sin embargo, al elegir adecuadamente  $x_{it}$ , podemos permitir que los parámetros cambien respecto a las  $x_{it}$ ” (Wooldridge, 2002). Para estos modelos es posible cambiar los efectos utilizando variables dummy para cada  $i$  y  $t$  que permitan cambiar el uso de los parámetros entre los datos de panel, por ejemplo, podemos usar la sección cruzada de los datos e ir interactuando cada una de estas.

Si el modelo está correctamente especificado<sup>8</sup> y las variables exógenas no están correlacionados con los errores, entonces se puede estimar consistentemente, se usa la técnica de MCO. En otras palabras, si se cumple  $Cov = [u_{it}x_{it}] = 0$  entonces  $N$  y  $T$  son suficientes para la consistencia (Mendoza & Quintana, 2016).

---

<sup>8</sup> Para conocer si el modelo está bien especificado se utiliza la prueba estadística de Wald.

Es importante que después de estimar un modelo de panel agrupado se analice si en este existe correlación, una razón para probar la correlación serial<sup>9</sup> es que no debería estar presente si se supone que el modelo se completa dinámicamente en la media condicional. Una segunda razón para probar la correlación en serie es ver si debemos calcular un estimador matricial de varianza robusto para el estimador agrupado de MCO. Una interpretación de la correlación en serie en los errores de un modelo de datos de panel es que el error en cada período de tiempo contiene un factor de tiempo omitido. Wooldridge (2002) define una alternativa para estimar este error de correlación mediante un modelo autorregresivo de primer orden AR(1), este se puede ver como:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + e_t$$

Y se espera que:

$$E(e_t | x_t, u_{t-1}, x_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = 0$$

La hipótesis nula de no correlación serial es,  $H_0 \rho_1 = 0$ . Ahora podemos escribir el modelo agrupado bajo la perspectiva AR(1) como:

$$y_t = \beta x_t + \rho_1 u_t + e_t$$

Con estas implicaciones se puede estimar este modelo mediante MCO y el valor de la t estadística de  $\rho_1$  nos muestra si los errores  $u_t$  están correlacionados.

La autocorrelación en el modelo de efectos fijos puede permitir que los coeficientes de autocorrelación varíen entre los grupos. Pero incluso si es así, tratar cada grupo de observaciones como una muestra en sí mismo proporciona el marco apropiado para la estimación, sin embargo para efectos aleatorios podrían existir complicaciones (Greene W. H., 2003). Baltagi y Li (1995) obtuvieron tres pruebas estadísticas principales estimadores por Multiplicadores de Lagrange (LM)

---

<sup>9</sup> El problema de correlación serial, es un problema común entre las series de tiempo y análisis de regresión, se refiere a que los errores de los modelos no son aleatorios, es decir, estos errores se correlacionan a través del tiempo, y pueden ser causados por errores de especificación en el modelo.

para un modelo de componente de error con errores correlacionados en serie de primer orden. La primera estadística LM prueba conjuntamente para cero, correlación serial de primer orden y efectos individuales aleatorios. La segunda prueba estadística LM para cero, correlación de primer orden asumiendo efectos individuales fijos, y la tercera prueba estadística LM para correlación serial de primer orden asumiendo efectos individuales aleatorios (Baltagi, 2005).

Del mismo modo es importante tomar en cuenta problemas de heterocedasticidad, un panel tipo pooled asume que para todo t:

$$E(u_t^2 | x_t) = \sigma^2$$

Esto indica que la varianza condicional es la misma en todo el periodo de tiempo, esencialmente restringe las covarianzas condicionales de los errores en diferentes períodos de tiempo para que sean cero (Wooldridge, 2002).

Asumiendo perturbaciones homoscedásticas cuando la heterocedasticidad está presente todavía resultará en estimaciones consistentes de los coeficientes de regresión, pero estas estimaciones no serán eficientes. Además, los errores estándar de estas estimaciones estarán sesgados y se deberían calcular errores estándar robustos que corrijan la posible presencia de heterocedasticidad. Los experimentos de Monte Carlo mostraron que la prueba conjunta de LM funcionó bien cuando ambos componentes del error eran heteroscedásticos, y obtuvieron el segundo mejor rendimiento cuando uno de los componentes era homoscedastico mientras que el otro no. En contraste, las pruebas marginales de LM funcionaron mejor cuando la heterocedasticidad estaba presente en el componente de error correcto. Produjeron resultados engañosos si la heterocedasticidad estaba presente en el componente de error incorrecto (Baltagi, 2005).

Los modelos de efectos agrupados se comparan en primera instancia contra los modelos de efectos fijos, esto se hace mediante la prueba F-restringida, de la cual se habla extensamente en el último apartado. Esta está fomentada en una restricción de parámetros entre ambos modelos (Mendoza & Quintana, 2016).

Existen en general dos clases de enfoques para estimar los modelos de datos panel que pueden emplearse en la investigación financiera: modelos de efectos fijos y modelos de efectos aleatorios. Los tipos más simples de modelos de efectos fijos permiten que la intersección en el modelo de regresión difiera de forma transversal pero no a lo largo del tiempo, mientras que todas las estimaciones de pendiente se fijan tanto de forma transversal como a lo largo del tiempo (Brooks, 2008).

### 2.3 Modelo de panel con efectos fijos (estimador within)

El estimador within a diferencia del agrupado con MCO, explora las características de los datos de panel y mide la asociación entre las desviaciones y los elementos de las variables exógenas desde sus valores promedio en el tiempo y las desviaciones entre los elementos de la variable endógena desde su valor promedio en el tiempo (Mendoza & Quintana, 2016). Para Brooks (2008) con esta especificación, se permitiría que las intersecciones variaran con el tiempo, pero se supondría que son las mismas en todas las entidades en cada momento determinado, es decir, se podría interactuar con todas las entidades, i.e. los países del sudeste asiático que se ocupan como muestra en esta investigación, teniendo una variable que es constante en el tiempo. Podríamos escribir un modelo de efectos de tiempo fijo como:

$$y_{it} = C + \beta x_{it} + \gamma_t + u_{it}$$

Donde  $\gamma_t$  son todas las variables que tienen un efecto sobre las entidades de forma transversal de este modo pero invariables en el tiempo (Brooks, 2008).

La variación de tiempo en los términos de intercepción se puede permitir exactamente de la misma manera que con los efectos fijos de entidad. Es decir, se podría estimar un modelo de variable ficticia dummy que capture los cambios a través del tiempo Brooks (2008).

$$y_{it} = \beta x_{it} + \gamma_1 D1_t + \gamma_2 D2_t + \gamma_3 D3_t + \dots + \gamma_T DT_t + u_{it}$$

Donde D1 toma el valor de 1 para el primer periodo de tiempo y 0 en cualquier otro caso del mismo modo con los demás DT. La única diferencia es que ahora, las variables ficticias capturan la variación en el tiempo en lugar de la variación transversal. De manera similar, para evitar estimar un modelo que contiene todos los T dummies, se puede llevar a cabo una transformación interna para restar los promedios transversales de cada observación (Brooks, 2008).

Existen tres formas de formular un modelo de regresión agrupada (Greene W. H., 2003). La formulación original es:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha + \varepsilon_{it}$$

Mientras que en términos del grupo lo podemos ver como:

$$\bar{y}_i = \bar{x}'_i\beta + \alpha + \bar{\varepsilon}_i$$

El modelo de estimación within se obtiene de la formulación anterior mediante la inclusión de variables ficticias adicionales  $T - 1$ . (Se debe descartar uno de los efectos de tiempo para evitar una colinealidad perfecta: los efectos de grupo y los efectos de tiempo suman uno). Si el número de variables es demasiado grande para manejarlo mediante regresión ordinaria, entonces este modelo también se puede estimar usando el de regresión particionada (Greene W. H., 2003).

De este modo, para evitar estimar un modelo que contiene todas las variables ficticias T, se puede realizar una transformación “within” para restar los promedios transversales de cada observación Brooks (2008). Desde el punto de vista de los estimadores, el estimador within a diferencia del agrupado por MCO, saca un promedio de los estimadores y se le resta al modelo (Mendoza & Quintana, 2016). Se puede ver de la siguiente forma:

$$y_{it} - \bar{y}_t = \beta(x_{it} - \bar{x}_t) + u_{it} - \bar{u}_t$$

Donde  $\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it}$  es el promedio de las observaciones de “y” de las secciones cruzadas para cada periodo de tiempo Brooks (2008).

Los pasos que se siguen para realizar un modelo con estimador within son: i) se hace un modelo de efectos fijos en constante y se prueba el caso en que  $u_i = u$ ; ii) se toma el valor promedio en el tiempo y iii) al modelo de efectos fijos en constante se le resta el modelo con los valores promedio y así se consigue el estimador within (Mendoza & Quintana, 2016).

Se debe tener en cuenta que el estimador within no puede estimar el efecto de las variables invariantes en el tiempo e invariantes individuales. Si el modelo verdadero es un modelo de efectos fijos bidireccionales mediante MCO produce estimaciones sesgadas e inconsistentes de los coeficientes de regresión. Mientras que el estimador de efectos fijos unidireccionales solo ignora las variables ficticias de tiempo. Si estas variables de tiempo son estadísticamente significativas, el estimador de efectos fijos unidireccionales también sufrirá un sesgo de omisión (Baltagi, 2005).

## **2.4 Modelo de panel con efectos aleatorios**

El modelo de efectos aleatorios es también conocido como modelo de componentes de error. Al igual que con los efectos fijos, el enfoque de efectos aleatorios propone términos de intersección diferentes para cada entidad y nuevamente estas intersecciones son constantes en el tiempo, con las relaciones entre las variables explicativas y explicadas asumidas como iguales tanto en sección transversal como temporal (Brooks, 2008).

En el modelo de efectos aleatorios, se asume que la constante individual tiene una distribución con media y una desviación estándar  $u_i \sim [u, \sigma_u^2]$  que junto con los errores o innovaciones  $\varepsilon_{it} \sim [0, \sigma_\varepsilon^2]$  configuran las dos partes aleatorias o probabilísticas del modelo de panel con efectos aleatorios (Mendoza & Quintana, 2016).

La principal diferencia es que en el modelo de efectos aleatorios surge un variable intercepto  $\alpha$  común para la sección cruzada (este es el mismo para todos los cruces), además se añade una variable aleatoria  $\epsilon_t$  que fluctúa para cada variable del panel pero es constante en el tiempo.  $\epsilon_t$  Mide la desviación aleatoria de cada término de intercepto a través del intercepto  $\alpha$ . Podemos ver el modelo con efectos aleatorios de la siguiente manera (Brooks, 2008):

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + w_{it}$$

Donde:

$$w_{it} = \epsilon_i + v_{it}$$

En este modelo no se pueden agregar variables dummy para ver los efectos individuales de cada sección del panel, este efecto se ve mediante el término  $\epsilon_i$ , suponemos que, i) el valor de este es 0, es decir es independiente de los errores individuales  $v_{it}$ , ii) tiene varianza constante  $\sigma_\epsilon^2$ , e iii) es independiente de cada variable independiente  $x_{it}$  (Brooks, 2008).

Este modelo puede considerarse que se aplica solo a las unidades transversales en el estudio, no a las unidades adicionales fuera de la muestra. Por ejemplo, una comparación internacional puede incluir el conjunto completo de países para los cuales es razonable suponer que el modelo es constante. Si los efectos individuales están estrictamente no correlacionados con los regresores, entonces podría ser apropiado modelar los términos constantes específicos del individuo como distribuidos aleatoriamente en unidades transversales (Greene W. H., 2003).

Los parámetros ( $\alpha$  y  $\beta$  del vector) se estiman de manera consistente pero no eficiente por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), y las fórmulas convencionales para este modelo tendrían que modificarse utilizando los resultados de las correlaciones cruzadas entre los términos de error para cada unidad transversal dada en diferentes puntos en el tiempo (Brooks, 2008), es decir, si se utiliza el método de MCO debe considerar una división entre las correlaciones que se forme al cruzar las variables del panel de forma transversal y los errores de estas variables para que los resultados del modelo sean válidos. En cambio, generalmente se usa un procedimiento de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). La transformación involucrada en este procedimiento MCG<sup>10</sup> es restar una media ponderada del tiempo que pasan.

---

<sup>10</sup> El modelo de Mínimos Cuadrados Generalizados se utiliza generalmente en series de tiempo con el modelo de regresión lineal (MCO) se vuelve inconsistente. Los parámetros que se obtienen en el modelo MCG se generan a partir del modelo lineal y transformando las variables a través de una matriz simétrica invertida.



Al estimador que se utiliza se le conoce como el estimador de mínimos cuadrados generalizado factible (feasible GLS estimator), que puede calcularse al estimar con mínimos cuadrados ordinario el siguiente modelo transformado (Mendoza & Quintana, 2016):

$$y_{i,t} - \hat{\lambda}\bar{y}_i = (1 - \lambda)u_i + \beta[x_{i,t} - \hat{\lambda}\bar{x}_i] + v_{i,t}$$

Donde  $v_{i,t} = (1 - \hat{\lambda}) + (\varepsilon_{i,t} + \hat{\lambda}\bar{\varepsilon}_i)$  es independiente y asintóticamente distribuido y  $\lambda = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\mu^2}}$ , cabe resaltar que cuando  $\hat{\lambda} = 0$  corresponde a un modelo agrupado y sí  $\hat{\lambda} = 1$  corresponde al estimador within y cuando  $T \rightarrow \infty$  entonces  $\hat{\lambda} \rightarrow 1$  (Mendoza et al 2016).

“Esta transformación será precisamente la que se requiere para garantizar que no haya correlaciones cruzadas en los términos de error. Al igual que para el modelo de efectos fijos, con efectos aleatorios tampoco es conceptual. Es difícil permitir la variación en el tiempo sobre las fluctuaciones de la sección transversal. En el caso de variación de tiempo, se incluye un término de error específico del período de tiempo” (Brooks, 2008).

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + w_{it}$$

Donde:

$$w_{it} = \varepsilon_t + v_{it}$$

Y de nuevo, podría preverse un modelo bidireccional para permitir que las intersecciones varíen tanto en sección transversal como a lo largo del tiempo (Brooks, 2008).

En varios puntos, hemos hecho la distinción entre modelos de efectos fijos y aleatorios. Desde un punto de vista puramente práctico, el enfoque de variable ficticia es costoso en términos de grados de libertad perdidos. Por otro lado, el enfoque de efectos fijos tiene una virtud considerable. Hay poca justificación para tratar los efectos individuales como no correlacionados con los otros

regresores, como se supone en el modelo de efectos aleatorios. El tratamiento de efectos aleatorios, por lo tanto, puede sufrir la inconsistencia debido a esta correlación entre las variables incluidas y el efecto aleatorio. La prueba de especificación ideada por Hausman (1978) se utiliza para probar la ortogonalidad de los efectos aleatorios y los efectos fijos (Greene W. H., 2003).

## **2.5 Pruebas estadísticas: prueba F restringida para efectos fijos, prueba de Hausman y pruebas agrupadas del multiplicador de Lagrange para efectos aleatorios**

La cuestión de si agrupar los datos o no surge naturalmente con los datos del panel. El modelo restringido es el modelo agrupado que representa una ecuación de comportamiento con los mismos parámetros a lo largo del tiempo y en todas las regiones. Sin embargo, el modelo no restringido es la misma ecuación conductual pero con diferentes parámetros a lo largo del tiempo o de una región a otra (Baltagi, 2005). En este caso se considera una ecuación que demuestre el efecto del tipo de cambio sobre el crecimiento económico en 9 países del sudeste asiático.

A continuación, estudiamos las pruebas para determinar la capacidad de agrupación de los datos para el caso de la agrupación entre regiones teniendo en cuenta que el otro caso de la agrupación a lo largo del tiempo se puede obtener de manera similar. Para el modelo sin restricciones, tenemos una ecuación de regresión para cada región dada por (Baltagi, 2005):

$$y_i = Z_i \delta_i + u_i$$

Donde  $y_i' = (y_{i1}, \dots, y_{iT})$ ;  $Z_i = [1_T, X_i]$ ;  $X_i = T * K$ ;  $\delta_i' = 1 * (K + 1)$  y  $u_i = T * 1$

Lo importante a notar es que  $\delta_i$  es diferente para cada ecuación regional. Queremos probar la hipótesis  $H_0: \delta_i = \delta$  para allí, de modo que bajo  $H_0$  podamos escribir el modelo restringido como:

$$y = Z\delta + u$$

Donde  $Z' = (Z'_1, Z'_2, \dots, Z'_N)$  y  $u' = (u'_1, u'_2, \dots, u'_N)$

En particular, esta prueba se aplica a los datos del panel con un número limitado de unidades de sección transversal, como países o estados observados durante un largo período de tiempo, es decir, con un valor mayor que N (Baltagi, 2005)

### **2.5.1 Prueba F-restringida**

En sentido estricto, se tiene que comparar los modelos de efectos individuales (fijos y aleatorios) con respecto al modelo pool. Sin embargo, es tradición comparar en esta primera fase el modelo de efectos fijos con el modelo pool, para comparar la eficiencia del primero. Para ello, se utiliza una prueba de restricción de parámetros entre los dos modelos y se analizan las hipótesis (Mendoza & Quintana, 2016):

$$H_0: u_i = 0$$

$$H_1: u_i \neq 0 \dots u_i \neq 0$$

Para analizar las hipótesis, se utiliza un estadístico  $\lambda^2$  con los k grados de libertad definidos por la cantidad de efectos individuales; a esta prueba se le conoce como agrupada. En este caso la hipótesis nula indica que el modelo agrupado es mejor que el de efectos fijos, mientras que la alternativa sugiere que el modelo de efectos fijos es mejor.

En el caso de que el modelo de efectos fijos sea eficiente en comparación con el modelo agrupado, entonces se puede analizar si el modelo de efectos aleatorios es eficiente en comparación con el modelo de efectos fijos. Para probar la consistencia del modelo panel con efectos aleatorios, se utiliza la prueba de Hausman Mendoza, et al (2016).

### **2.5.2 Prueba de Hausman (efectos fijos vs efectos aleatorios)**

Bajo la hipótesis nula, las estimaciones entre los modelos de efectos fijos y aleatorios no deberían diferir sistemáticamente, y una prueba puede basarse en la diferencia (prueba de Hausman). El otro ingrediente esencial para la prueba es la matriz de covarianza del vector de diferencia (Greene W. H., 2003)  $[b - \hat{\beta}]$ :

$$Var[b - \hat{\beta}] = Var[b] + Var[\hat{\beta}] - Cov[b, \hat{\beta}] - Cov[b, \hat{\beta}]$$

El resultado esencial de Hausman es que la covarianza de un estimador eficiente con su diferencia de un estimador ineficiente es cero, lo que implica que:

$$Cov[b - \hat{\beta}, \hat{\beta}] = Cov[b, \hat{\beta}] - Var[\hat{\beta}] = 0$$

O cómo:

$$Cov[b, \hat{\beta}] = Var[\hat{\beta}]$$

Como el modelo de efectos fijos es consistente cuando las constantes y las variables están correlacionadas, pero si el modelo de efectos aleatorios es inconsistente, una diferencia estadísticamente significativa se interpreta como evidencia contra el supuesto de efectos aleatorios (Wooldridge, 2002).

Antes de obtener la prueba Hausman hay dos advertencias: i) debe existir estricta exogeneidad de las variables, si hay correlación entre las variables y los términos de error para cada sección cruzada y periodo de tiempo hace que los efectos fijos y aleatorios sean inconsistentes; ii) se debe considerar como hipótesis nula que el modelo de efectos aleatorios es mejor que el de efectos fijos (Wooldridge, 2002).

Entonces podemos ver la prueba de hipótesis de la siguiente manera:

$H_0$ : Estimador EA es consistente con respecto al estimador EF

$H_0$ : Estimador EF es consistente con respecto al estimador EA

El estadístico a probar se define como:

$$\lambda^2(k) : H = [\beta_{EF} - \beta_{EA}]^T [cov(\beta_{EF}) - cov(\beta_{EA})]^{-1} [\beta_{EF} - \beta_{EA}]$$

Donde  $\beta$  es el vector de coeficientes compuesto con los parámetros  $\beta\gamma$  del modelo, Cov es la matriz de varianza-covarianza y k es el número de coeficientes (Mendoza & Quintana, 2016).

### 2.5.3 Prueba del multiplicador de Lagrange para efectos aleatorios

La prueba del multiplicador de Lagrange (LM) también conocida con la prueba Breusch-Pagan, ha proporcionado un medio estándar para probar restricciones paramétricas para una variedad de modelos, generalmente utilizada en la inferencia basada en la probabilidad es que el estadístico LM se calcula utilizando solo los resultados del modelo nulo y restringido, que usualmente es más simple que la alternativa, sin restricciones modelo. Bajo la hipótesis nula, el parámetro que se prueba se encuentra en el límite del espacio paramétrico, una ventaja adicional de la prueba LM es que todavía tendrá propiedades de distribución estándar (Greene & McKenzie, 2012).

Podemos ver la función de verosimilitud bajo la normalidad de las perturbaciones como (Baltagi, 2005):

$$L(\delta, \theta) = constant - \frac{1}{2} \log|\Omega| - \frac{1}{2} u' \Omega^{-1} u$$

Donde  $\theta' = (\sigma_{\mu}^2, \sigma_{\lambda}^2, \sigma_{\nu}^2)$ .

La prueba LM puede interpretarse como una prueba de Wald de la distancia desde cero del primer vector derivado de la función de probabilidad logarítmica (el vector de puntuación) del modelo sin restricciones evaluado en las estimaciones de probabilidad máxima restringida (Greene & McKenzie, 2012).

La prueba de hipótesis a probar en esta prueba es (Baltagi, 2005):

$$H_0 = \sigma_{\mu}^2 = \sigma_{\lambda}^2 = 0$$

$$H_1 = \sigma_{\mu}^2 = \sigma_{\lambda}^2 \neq 0$$

Donde  $\sigma_{\mu}^2 = \sigma_{\lambda}^2$  son las varianzas entre entidades, en este caso lo podemos asociar con la varianza entre los países del sudeste asiático.

En conclusión los datos de panel son una herramienta que permite analizar el comportamiento entre entidades a través del tiempo. Existen tres principales variantes de estos modelos los cuales son: 1) datos agrupados, es la forma más sencilla de trabajar con datos de panel, esta técnica se puede calcular mediante MCO; 2) efectos fijos, en general, este modelo hace que los países interactúen entre sí pero con un efecto fijo en el tiempo; 3) efectos aleatorios, en esta variante se puede observar a las entidades con un componente que varíe en el tiempo.

Los datos de panel son la mejor opción para comparar e identificar la evolución económica de los países asiáticos (Hong Kong, Indonesia, Corea del sur, Myanmar, Malasia, Filipinas, Singapur, Tailandia y Taiwán), con esta metodología se puede trabajar con estas economías emergentes como un conjunto y eso facilita la estimación del efecto que genera una política de régimen de tipo de cambio competitivo sobre el crecimiento económico. Estimar el crecimiento del ingreso per cápita a través de esta metodología presenta grandes ventajas al trabajar con un sector de países, estos modelos contemplan los problemas de identificación ya que, si existen diferencias sistemáticas, es decir, diferencia entre los países que no presentan datos y los que sí, también permiten obtener resultados robustos ya que permite manejar una muestra amplia en el periodo de tiempo y la sección transversal (muestra de economías emergentes).

## CAPÍTULO 3. MODELO DE REGRESIÓN LOGÍSTICA (LOGIT)

Un tipo de cambio devaluado puede ser fundamental para el crecimiento económico de un país, para la economía asiática mantener un régimen con la moneda devaluada ha impulsado en gran medida su desarrollo (Dollar, 1992; Razin and Collins, 1997; Acemoglu et al. 2003; Gala 2007b; Rodrik, 2008; Missio et al. 2015, y otros). Para medir de mejor manera el crecimiento económico en este caso (una moneda devaluada), es preciso contemplar los periodos en los cuales se manejó un régimen de tipo de cambio competitivo.

En este capítulo se presenta el modelo con el cual se calculó el impacto del tipo de cambio, además de otras variables explicativas (i. e. controles de capital, coordinación de políticas macroeconómicas, intervenciones esterilizadas, inflación, ingreso per cápita, gasto del gobierno y productividad) sobre el crecimiento económico. Se presentan las herramientas suficientes para entender la metodología econométrica y algebraica que utiliza el modelo.

### 3.1 Descripción del modelo

Gujarati (2010) señala que un modelo de regresión logística se maneja con una variable respuesta cualitativa, en otras palabras, la regresada es una variable binaria, o dicótoma. Es decir, la variable explicada señala la existencia o no de un atributo, en otras palabras, 1 en la presencia de atributo y 0 para su ausencia.

Existen cuatro métodos para crear un modelo de probabilidad para una variable de respuesta binaria (Gujarati & Porter, Econometría, 2010): 1) Modelo lineal de probabilidad (MLP); 2) modelo Logit; 3) modelo Probit y 4) modelo Tobit.

Respecto al primer tipo de modelo, el análisis de regresión lineal se estima mediante mínimo cuadrados ordinarios (MCO), con la diferencia que este tiene como variable explicativa una variable dicotómica, la ecuación de este modelo es (Gujarati & Porter, Econometría, 2010):

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + u_i$$

Con el supuesto de que  $E(u_i) = 0$ , para obtener estimadores insesgados, obtenemos:

$$E(y_i|x_i) = \beta_1 + \beta_2 x_i$$

Ahora, si  $P_i$  es la probabilidad de que  $y_i = 1$  es decir, de que el suceso ocurra y  $1 - P_i$  probabilidad de que  $y_i = 0$  es decir, de que el suceso no ocurra, la variable  $y_i$  tiene la siguiente distribución de probabilidad (Gujarati & Porter, Econometría, 2010):

$y_i$	Probabilidad
0	$1 - P_i$
1	$P_i$
Total	1

$y_i$  Sigue la distribución de probabilidad de Bernoulli. Se interpreta como la probabilidad condicional de  $y_i$ . En general, la esperanza de una variable aleatoria Bernoulli está dada por la probabilidad de que esa variable sea igual a 1 (Gujarati, 2010)

Si bien las estimaciones derivadas del análisis de regresión pueden ser robustas frente a las violaciones de algunos supuestos, otros son cruciales y las violaciones de estos pueden dar lugar a estimaciones irrazonables. Tal suele ser el caso cuando la variable dependiente es una medida cualitativa en lugar de una medida de intervalo continuo. Si la regresión MCO se realiza con una variable dependiente cualitativa. El modelo de regresión no impone restricciones a los valores que toman las variables independientes. Pueden ser continuos, a nivel de intervalo (patrimonio neto de una empresa), pueden ser solo positivos o cero (porcentaje de voto que recibió un partido) o pueden ser variables dicotómicas (ficticias) (1 = masculino, 0 = femenino) (Williams, 2020). En este caso el modelo de respuesta está dado por el tipo de cambio, es decir, 0 en el caso de una devaluación y 1 cuando exista una apreciación en la moneda.



### 3.2 Análisis de regresión logística binaria

Ya se mencionaron las principales propiedades de un modelo de respuesta discreta y los errores que se obtienen al estimarlos mediante un modelo de regresión común por MCO. De esto concluimos que el lado derecho de la ecuación de regresión debe interpretarse como una probabilidad, es decir, restringida a entre 0 y 1 (Williams, 2020). Entonces, para realizar el estudio sobre crecimiento económico a través de un régimen de tipo de cambio competitivo se utiliza un modelo de regresión logística Logit.

El origen de la función logística se obtiene de la siguiente ecuación diferencial lineal:

$$\int \frac{dp}{dt} = p - p^2$$
$$\int \frac{dp}{p - p^2} = \int dt$$
$$\frac{1}{p - p^2} = \frac{1}{p(1 - p)}$$

Donde  $1 = (1 - p) + p$

$$\frac{1 - p}{p(1 - p)} + \frac{p}{p(p - 1)} = \frac{1}{p} + \frac{1}{1 - p}$$
$$\int \frac{1}{p} dp + \int \frac{1}{1 - p} = \int dt$$

Cuando  $u = 1 - p$ ;  $du = -dp$ ;  $-du = dp$

$$\int \frac{1}{p} dp - \int \frac{1}{u} du = \int dt$$
$$\ln|p| - \ln|1 - p| = t + \checkmark$$
$$\ln \left| \frac{p}{1 - p} \right| = t + \checkmark$$

$$\left| \frac{p}{1-p} \right| = \pm e^{\tilde{c}} e^t$$

Donde  $e^{\tilde{c}} = A$

$$(1-p) \frac{p}{1-p} = Ae^t(1-p)$$

$$p = Ae^t - Ae^t p$$

$$p + Ae^t p = Ae^t$$

$$\frac{p(1 + Ae^t)}{1 + Ae^t} = \frac{Ae^t}{1 + e^t}$$

$$p = \frac{Ae^t}{1 + Ae^t}$$

Obtenemos qué

$$p = \frac{e^z}{1 + e^z}$$

Donde  $z = \beta_1 + \beta_2 x_i$

A medida de que  $Z_i$  se encuentre entre el rango de  $-\infty$  a  $\infty$ ,  $p_i$  se encuentra entre los valores de 0 y 1.

Si  $p_i$  es la probabilidad de éxito entonces podemos decir

$$(1-p) = \frac{1}{1 + e^{z_i}}$$

Entonces

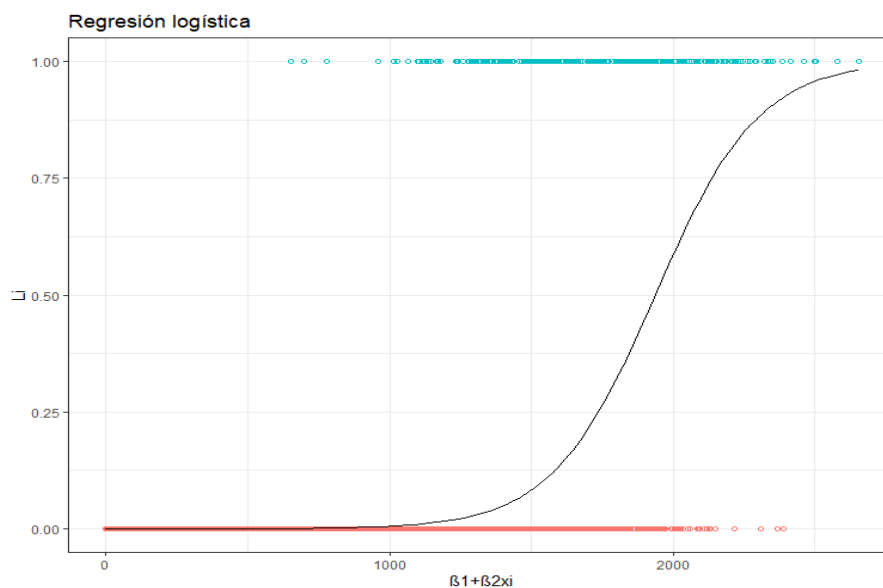
$$\frac{p_i}{1-p_i} = \frac{1 + e^{z_i}}{1 - e^{z_i}} = e^{z_i}$$

Se puede definir el modelo Logit con la siguiente ecuación (Gujarati, 2010)

$$L_i = \ln \frac{p_i}{1 - p_i} = Z_i$$
$$L_i = \ln \frac{p_i}{1 - p_i} = \beta_1 + \beta_2 x_i$$

La función logística se encuentra entre los valores 0 y 1, por lo tanto, su curva se presenta en forma de sigmoide como podemos observar en la figura 1.

**Figura 1. Sigmoide**



Fuente: Elaboración propia

Gujarati (2010) menciona ciertas características de un modelo Logit.: 1) A medida que P va de 0 a 1 (es decir, a medida que Z varía de  $-\infty$  a  $+\infty$ , el Logit L va de  $-\infty$  a  $+\infty$ . Es decir, aunque las probabilidades (por necesidad) se encuentran entre 0 y 1, los Logit no están acotados en esa forma; 2) Aunque L es lineal en  $x$ , las probabilidades en sí mismas no lo son. Esta propiedad contrasta con el MLP en donde las probabilidades aumentan linealmente con  $x$ ; 3) Si L, el Logit, es positivo, significa que como incrementa el valor de las variables independientes, aumentan las posibilidades de que la regresada sea igual a 1 (lo cual indica que sucederá algo de interés). Si L es negativo, las

posibilidades de que la regresada iguale a 1 disminuyen conforme se incrementa el valor de  $x_i$ ; 4) Mientras que el MLP supone que  $P_i$  está linealmente relacionado con  $x_i$ , el modelo Logit supone que el logaritmo de la razón de probabilidades está relacionado linealmente con  $x_i$ .

Existen diferentes tipos de modelos Logit, estos dependen de las características de cada uno. Estos modelos se pueden clasificar de la siguiente manera: i) Logit dicotómico; ii) Logit de respuesta múltiple; iii) Logit con datos no ordenados; iv) Logit multinomial; v) Logit condicional y vi) Logit con datos ordenados (Llano & Mosquera, 2006).

El Logit dicotómico contiene una variable de respuesta binaria, identificando con el número 1 si el individuo pertenece a la característica de interés cuya probabilidad se estimará en el modelo. Se identifica con 0 al elemento que no posee la característica de interés, cuya probabilidad también se estima con el modelo. El resultado del análisis es un vector de parámetros con valores numéricos, que son los coeficientes para cada una de las variables explicativas que hacen parte definitiva del modelo. Los coeficientes demuestran el valor de la probabilidad de que un individuo posea la característica de interés estudiada en el modelo (Llano & Mosquera, 2006).

Los odds Ratio (OR) es una medida de efecto comúnmente utilizada para expresar la posibilidad de ocurrencia de un evento de interés o de presencia de una exposición. Una forma alternativa de representar la posibilidad de ocurrencia de un evento de interés es mediante el uso de odds, definidos como un cociente entre el número de eventos y el número de "no eventos" (Cerdeira et al. 2013). Los OR indican la probabilidad de que una devaluación en el tipo de cambio afecte al crecimiento económico de los países del sudeste asiático.

Cuando la variable endógena del modelo es una variable discreta con varias alternativas posibles de respuesta, nos encontramos ante los modelos de respuesta múltiple, es decir, el valor de la variable dummy no solo se encuentra entre 0 y 1, si no que existen más valores asignados a esta. Estos modelos se clasifican en dos grandes grupos según las alternativas que presenta la variable endógena así: cuando se puedan ordenar (modelos con datos ordenados) o no se puedan ordenar (modelos con datos no ordenados) (Llano & Mosquera, 2006).

En el Logit ordinal las alternativas de la variable respuesta permite establecer un orden entre las distintas observaciones, esta alternativa contiene a los datos ordenados y no ordenados (Gujarati & Porter, Econometría, 2010). A su vez, el Logit multinomial presenta alternativas de la variable respuesta indican la pertenencia de las observaciones a un determinado grupo sin incorporar información ordinal (Llano & Mosquera, 2006).

### 3.3 Estimación por máxima verosimilitud

Recordando que bajo la formulación Logit, se dará la estimación de la probabilidad de que  $y_i = 1$  esta dada por (MarcadorDePosición1):

$$p_i = \frac{1}{1 + e^{-z_i}}$$

También necesitaremos la probabilidad de que  $i = 1$  o, de manera equivalente, la probabilidad de que  $i = 0$ . Esto estará dado por 1 menos la probabilidad. Dado que podemos tener ceros reales y uno solo para  $y_i$  en lugar de los resultados probables, la función de probabilidad para cada observación será:

$$L_i = \left( \frac{1}{1 + e^{-z_i}} \right)^{y_i} * \left( \frac{1}{1 + e^{z_i}} \right)^{(1-y_i)}$$

La función de probabilidad que necesitamos se basará en la probabilidad conjunta de todas las observaciones de N en lugar de una observación individual. Suponiendo que cada observación sea independiente, la probabilidad conjunta será el producto de todas las probabilidades marginales  $L(\theta | x_{2i}, x_{3i}, \dots, x_{ki} = 1, N)$  y denota la función de probabilidad del conjunto de parámetros  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ . Entonces la función de probabilidad estará dada por:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^N \left( \frac{1}{1 + e^{-z_i}} \right)^{y_i} * \left( \frac{1}{1 + e^{z_i}} \right)^{(1-y_i)}$$

Por lo tanto, tomamos el logaritmo natural de esta ecuación y esta función de log-verosimilitud se maximiza:

$$LLF = - \sum_{i=1}^N [y_i \ln(1 + e^{-z_i}) + (1 + y_i) \ln(1 + e^{z_i})]$$

Un método de estimación puntual de Máxima Verosimilitud (MV) posee propiedades teóricas más fuertes que las de MCO, algunos de estos son los siguientes; i) el estimador de ML es consistente. A medida que el tamaño de la muestra aumenta, la probabilidad de que el estimador ML difiera del parámetro verdadero en una cantidad es arbitrariamente pequeña y tiende a 0; ii) es asintóticamente eficiente, lo que significa que la varianza del estimador de ML es la más pequeña posible entre los estimadores consistentes y iii) El estimador de ML está distribuido asintóticamente normalmente, lo que justifica varias pruebas estadísticas (Williams, 2020).

Un modelo Logit estima la probabilidad de impacto de las variables explicativas sobre la variable dependiente que en este caso es de respuesta cualitativa. Existen pruebas estadísticas que determinan que tan robusto es el modelo, y que permiten tener una mejor interpretación del mismo.

### **3.3.1 Bondad de ajuste del modelo**

La bondad de ajuste nos ayuda a identificar la coherencia que existe entre los parámetros observados y los estimadores calculados. Si los valores estimados son similares a los observados el modelo se ajustará adecuadamente a la realidad. Un valor pequeño para una de estos estadísticos de prueba no descarta la posibilidad de una desviación sustancial y, por lo tanto, interesante para algunos objetos de estudio. Por otro lado, un gran valor para uno de estas pruebas estadísticas es una clara indicación de un problema sostenible en el modelo (Hosmer & Lemeshow, 2000).

### 3.3.2 Prueba Hosmer-Lemeshow

Los valores ajustados en la regresión logística se calculan para cada patrón covariable y dependen de la probabilidad estimada y se denota el valor ajustado de  $\hat{y}$  para cada  $j$  (Hosmer & Lemeshow, 2000).

$$\hat{y}_j = m_j \hat{\pi}_j = m_j \frac{e^{\hat{g}(x_j)}}{1 + e^{\hat{g}(x_j)}}$$

Donde  $\hat{g}(x_j)$  es el modelo Logit estimado.

Hosmer y Lemeshow (2000) consideran dos medidas de la diferencia entre los valores observados y los ajustados; el residual de Pearson y el residual de desviación. Para un patrón de covariable particular, el residuo de Pearson se define de la siguiente manera:

$$r(y_j, \hat{\pi}_j) = \frac{(y_j - m_j, \hat{\pi}_j)}{\sqrt{m_j, \hat{\pi}_j(1 - \hat{\pi}_j)}}$$

El resultado basado en estos residuos es el estadístico Chi-cuadrado de Pearson.

$$X^2 = \sum_{j=1}^j r(y_j, \hat{\pi}_j)^2$$

La prueba de hipótesis para el estadístico Chi-cuadrado de Pearson es:

$H_0$ : el modelo esta bien ajustado sí,  $X^2 < x_{J-(p+1)}^2$

$H_1$ : el modelo no esta bien ajustado sí,  $X^2 > x_{J-(p+1)}^2$

### 3.3.3 Prueba de desviación residual

La prueba de desviación está dada por los siguientes residuos (Hosmer & Lemeshow, 2000):

$$d(y_j, \hat{\pi}_j) = \pm \left\{ 2 \left[ y_j \ln \left( \frac{y_j}{m_j \hat{\pi}_j} \right) + (m_j - y_j) \ln \left( \frac{(m_j - y_j)}{m_j (1 - \hat{\pi}_j)} \right) \right] \right\}^{1/2}$$

Donde el signo + o - es igual al signo de  $y_j - m_j \hat{\pi}_j$ . Para patrones de covariables con  $y_j = 0$  la desviación residual es:

$$d(y_j, \hat{\pi}_j) = -\sqrt{2m_j \ln(1 - \hat{\pi}_j)}$$

Y la desviación residual cuando  $y_j = m_j$  es:

$$d(y_j, \hat{\pi}_j) = -\sqrt{2m_j \ln(\hat{\pi}_j)}$$

Basado en el resumen de estos residuos podemos determinar la desviación como:

$$D = \sum_{j=1}^j d(y_j, \hat{\pi}_j)^2$$

La prueba de hipótesis para el estadístico de desviación es:

$H_0$ : el modelo está bien ajustado sí,  $D < \chi_{j-(p+1)}^2$

$H_1$ : el modelo no está bien ajustado sí,  $D > \chi_{j-(p+1)}^2$



### 3.3.4 Prueba del criterio de información de Akaike (CIA)

Otros criterios además de la prueba de significación pueden ayudar a seleccionar un buen modelo en términos de estimar las cantidades de interés. El más conocido es el de Akaike (1973) quien definió el criterio de información Akaike (CIA). La idea básica es comparar la plausibilidad relativa de dos modelos en lugar de encontrar la desviación absoluta de los datos observados de un modelo en particular (Williams, 2020). Por su expresión general

$$CIA = -2 \ln \mathcal{L}[\hat{\theta}(k)] + 2k$$

Donde  $\mathcal{L}[\hat{\theta}(k)]$  es la función de verosimilitud de las observaciones,  $\hat{\theta}(k)$  es la estimación máximo verosímil del vector de parámetros  $\theta$  y  $k$  es el número de parámetros independientes estimados dentro del modelo (Caballero, 2011).

Cuanto más pequeña es la desviación, mejor se ajusta el modelo. A medida que agrega más parámetros, el ajuste mejorará; agregar  $2k$  a la desviación es una penalización por aumentar el número de parámetros. Como el número de observaciones afecta la desviación, dividimos por  $N$  para obtener la contribución por observación a la desviación ajustada. Todo lo demás es igual, los valores más pequeños sugieren un mejor modelo de ajuste (Williams, 2020).

El criterio de información de Akaike permite seleccionar el modelo que contenga menos sesgo y variación entre el número de variables, esta selección se hace mediante el principio de parsimonia<sup>11</sup>.

### 3.3.5 Prueba Chi-cuadrada

La prueba de Hosmer Lemeshow (1980) es otro método para estudiar la bondad de ajuste del modelo de regresión logística que consiste en comparar los valores previstos (esperados) por el modelo con los valores reales observados. Ambas distribuciones, esperada y observada se contrastan mediante una distribución  $\chi^2$  (Hosmer & Lemeshow, 2000).

---

<sup>11</sup> Se refiere a determinar cuál es el modelo más sencillo

$$\hat{C} = \sum_{k=1}^g \frac{(o_k - n'_k \bar{\pi}_k)^2}{n'_k \bar{\pi}_k (1 - \bar{\pi}_k)}$$

Donde  $n'_k$  es el total de observaciones en el grupo  $k^{th}$ ,  $c_k$  denota el número de patrones covariables en el décimo  $k^{th}$ .

$$O_k = \sum_{j=1}^{c_k} Y_j$$

Es el número de respuestas de los patrones covariables entre  $c_k$  y

$$\bar{\pi}_k = \sum_{j=1}^{c_k} \frac{m_j \hat{\pi}_j}{n'_k}$$

Es el promedio estimado de probabilidad.

La prueba de hipótesis se plantea de la siguiente manera:

$H_0$ : el modelo esta bien ajustado

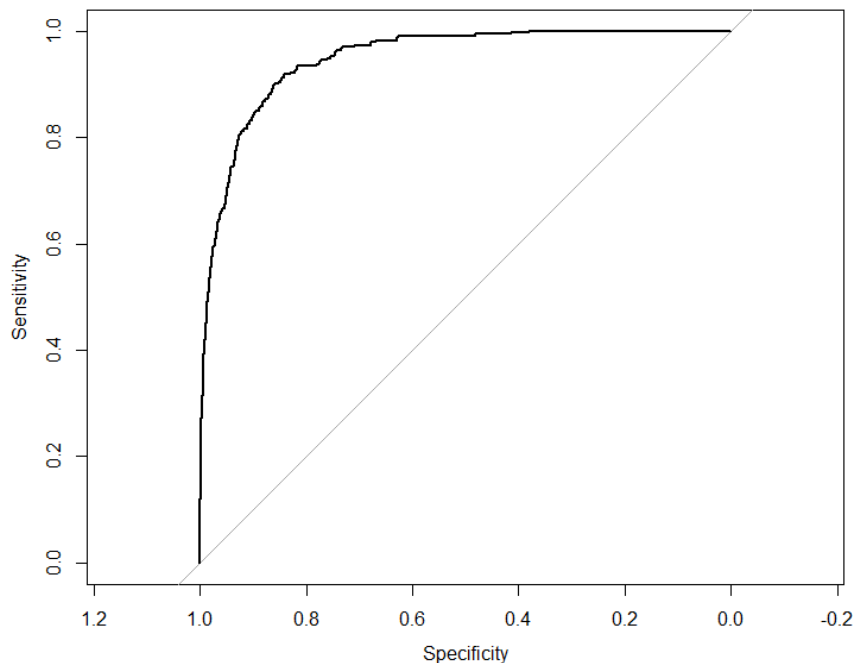
$H_0$ : el modelo no esta bien ajustado

Si la distribución del estadístico  $\hat{C}$  es mejor adherencia a Chi-cuadrada con  $(g - 2)$  grados de libertad. Si  $\hat{C} < \chi^2_{(g-2)}$  no se rechaza la hipótesis nula, así que no hay diferencias entre los valores observados y los valores pronosticados (probabilidades). Se rechaza  $H_0$  si  $\hat{C} > \chi^2_{(g-2)}$ .

### 3.3.6 Prueba ROC

La curva ROC (Receiver Operating Characteristic) es una herramienta estadística utilizada en el análisis estadístico al clasificar la capacidad discriminante de una prueba diagnóstica dicotómica. Es decir, una prueba, basada en una variable de decisión, cuyo objetivo es clasificar a los individuos de una población en dos grupos: uno que presente un evento de interés y otro que no. Esta capacidad discriminante está sujeta al valor umbral elegido de entre todos los posibles resultados de la variable de decisión, es decir, la variable por cuyo resultado se clasifica a cada individuo en un grupo u otro (Valle, 2017).

**Figura 2. Curva ROC**



Fuente: Elaboración propia

A través de la curva ROC de una prueba diagnóstica, se compara la proporción de personas con resultados falsos positivos (eje abscisas), con la proporción de personas con un resultado verdadero positivo o sensibilidad (eje de las ordenadas), a todo lo largo de esta curva (a diferentes puntos de corte). El mejor punto de corte de la prueba, es el valor de la misma, que arroja una mayor

proporción de resultados positivos verdaderos (sensibilidad) con el menor número de resultados falsos positivos ( $1 - \text{especificidad}$ ) (Oberto, 2018).

Podemos calificar el desempeño de la prueba diagnóstica ROC de la siguiente manera: 1) mayor a 0.9 excelente test; 2) en un intervalo de 0.8 y 0.9 buen test; 3) en un rango de 0.7 y 0.8 es un test regular; 4) se considera una mala prueba cuando la razón está entre 0.5 y 0.7 y 5) si el valor de la prueba está en 0.5 no existe relación (Oberto, 2018).

### 3.4 Significancia estadística de los coeficientes

En la regresión de MCO, si quisiéramos probar la hipótesis de que todos los  $\beta = 0$  versus la alternativa de que al menos uno no lo hiciera, usamos una prueba F global. En la regresión logística, usamos una prueba de Chi-cuadrada de razón de probabilidad en su lugar. Esto se calcula contrastando un modelo que no tiene variables independientes (es decir, tiene la constante solamente) con un modelo que sí las tiene. En regresión logística, usamos una estadística incremental de Chi-cuadrado cuadrado en lugar de una estadística incremental de F. (Más comúnmente, se ven frases como contrastes de Chi-cuadrado). La diferencia entre las desviaciones de modelos restringidos y no restringidos tiene una distribución de Chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de restricciones (Williams, 2020).

Una prueba alternativa utiliza la función de verosimilitud a través de la relación de dos maximizaciones de la misma: i) el máximo sobre los valores de parámetros posibles que asumen la hipótesis nula, ii) el máximo sobre el conjunto más grande de valores de parámetros posibles, permitiéndose la hipótesis nula o alternativa para ser cierta (Agresti, 2013)

$$-2 \log \frac{\ell_0}{\ell_1} = -2(L_0 - L_1)$$

Donde  $L_0$  y  $L_1$  denotan el valor maximizado de log-verosimilitud.

### 3.4.1 Prueba de Wald

El test de Wald que se efectúa para cada una de las variables que intervienen en el modelo. Para un coeficiente cualquiera,  $\beta_j$ , se verifica (para muestras suficientemente grandes) que bajo la hipótesis nula  $H_0: \beta_j = \beta_0$ , el estadístico  $w$  definido por (Agresti, 2013):

$$w = \frac{(b_j - \beta_0)^2}{Var(b_j)}$$

La prueba de hipótesis es la siguiente

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_0: \beta_j \neq 0$$

La prueba de Wald (también llamada la prueba Chi-cuadrado de Wald) es una manera de averiguar si las variables explicativas en un modelo son significativas. La prueba se puede usar para una multitud de diferentes modelos incluyendo aquellos con variables binarias o variables continuas, bajo la estimación de máxima verosimilitud (Agresti, 2007).

### 3.5 Bondad de ajuste: Pseudo $R^2$ , $R^2$ de McFadden, $R^2$ de Cox y Snell, $R^2$ de Nagelkerke

La medida convencional de la bondad de ajuste,  $R^2$  no es particularmente significativa para los modelos con regresada binaria, en un modelo de regresión logística el estadístico empleado para tal efecto se denominó pseudo coeficiente de determinación (pseudo  $R^2$ ) (Gujarati & Porter, Econometría, 2010).

Un enfoque diferente para evaluar el ajuste de un modelo y para comparar modelos competitivos se basa en medidas de información. Como sugiere la multiplicidad de las estadísticas de Pseudo  $R^2$ , existe una controversia considerable sobre cuál (si alguna) de estas medidas debe usarse.

Además, se ha criticado el uso de estadísticas de chi-cuadrado como medidas de bondad de ajuste (Williams, 2020).

### **R<sup>2</sup> de McFadden**

La  $R^2$  McFadden, conocida como el índice de razón de verosimilitud, al igual que el coeficiente de determinación de los modelos convencionales, esta pseudo  $R^2$  varía entre 0 y 1 (Gujarati & Porter, Econometría, 2010). Varias medidas de Pseudo  $R^2$  son análogos lógicos a las medidas de MCO  $R^2$ . El  $R^2$  de McFadden es quizás el Pseudo  $R^2$  más popular de todos, la cual tiene 3 formas posibles de calcularla las cuales son (Williams, 2020):

$$R^2 = \frac{G_M}{Dev_0}$$

$$R^2 = 1 - \frac{L_M}{L_0}$$

$$R^2 = \frac{Dev_M}{Dev_0}$$

Donde  $L_0$  representa la log-verosimilitud del intercepto;  $L_M$  es la log-verosimilitud del modelo;  $Dev_0$  es la desviación del modelo;  $Dev_M = -2 * L_M$  y  $G_M = L^2$

### **R<sup>2</sup> de Cox y Snell**

El  $R^2$  habitual para la regresión lineal depende de las probabilidades de los modelos con y sin predictores precisamente por esta fórmula. Es apropiado, entonces, describir esto como un  $R^2$  "generalizado" en lugar de un pseudo  $R^2$ . La pseudo  $R^2$  de Cox y Snell ofrece esta propiedad. Podemos describir este estadístico de la siguiente manera (Williams, 2020):

$$R_{C\&S}^2 = 1 - \left( \frac{L_0}{L_M} \right)^{2/n}$$

Donde  $n$  es el tamaño de la muestra. La razón de esta fórmula es que, para la regresión lineal de la teoría normal, es una identidad. En otras palabras, el  $R^2$  habitual para la regresión lineal depende de las probabilidades de los modelos con y sin predictores precisamente por esta fórmula.

### **$R^2$ de Nagelkerke**

Otro estadístico pseudo  $R^2$  es el de Nagelkerke (1991), este es parecido al de Cox y Snell, sin embargo el primero ofrece la ventaja de que se comporta como en un modelo lineal, se obtiene al dividir el  $R^2_{C\&S}$  entre su límite superior (Allison, 2013):

$$R_N^2 = \frac{1 - \left(\frac{L_0}{L_M}\right)^{2/n}}{1 - (L_0)^{2/n}}$$

### **3.6 Odds ratios**

En el análisis de datos sociales, antes que su capacidad para establecer relaciones funcionales y predecir sucesos, su utilidad deriva de la lectura de los coeficientes Odds Ratio (OR) para interpretar los efectos que tienen las categorías sobre la variable dependiente. Una razón o ratio es el cociente entre dos cantidades y señala cuantas veces una cantidad es mayor o menor respecto a la otra Camarero, et al. (2013). El modelo de probabilidad lineal está dado por:

$$P(Y_i = 1) = P = \alpha + \sum \beta x_{ik}$$

Un problema con este modelo es que el lado izquierdo solo puede variar de 0 a 1, pero el lado derecho puede variar de infinito negativo a infinito positivo. Una forma de abordar este problema es transformar  $p_i$  para eliminar la restricción 0 a 1. Podemos eliminar el límite superior ( $p_i = 1$ ) observando la relación  $\frac{p_i}{1-p_i}$ . Se conoce como las probabilidades de que ocurra un evento. Es decir (Williams, 2020):

$$Odds = \frac{p_i}{1-p_i}$$

Las probabilidades deben ser cero o positivas, pero no hay límite superior; Cuando  $p_i$  se acerca a 1,  $\frac{p_i}{1-p_i}$  va hacia el infinito. Pero, todavía hay un límite inferior de 0. Podemos eliminar el límite inferior de 0 tomando el logaritmo natural,  $\ln \left[ \frac{p_i}{1-p_i} \right]$  cuyo resultado puede ser cualquier número real de infinito negativo a positivo. En  $\left[ \frac{p_i}{1-p_i} \right]$  se conoce como las probabilidades de registro del evento que ocurre. Es decir, las probabilidades de registro son:

$$\text{Log}(Odds_i) = \ln \left( \frac{p_i}{1-p_i} \right)$$

La respuesta de los OR se puede denotar de la siguiente manera Agresti (2007)

$$\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)} = \exp(\alpha + \beta x) = e^\alpha (e^\beta)^x$$

Esta relación exponencial proporciona una interpretación para  $\beta$ : las probabilidades se multiplican por  $e^\beta$  por cada aumento de 1 unidad en  $x$ . Es decir, las probabilidades en el nivel  $(x + 1)$  son iguales a las probabilidades multiplicadas por  $e^\beta$ . Cuando  $\beta = 0$ ,  $e^\beta = 1$  y las probabilidades no cambian a medida que  $x$  cambia (Agresti, 2007).

Utilizar un modelo LOGIT presenta diferentes ventajas para este tipo de investigaciones: permite conocer la probabilidad de que una variable exógena afecte a la variable independiente, en este caso, se encuentra la probabilidad de que las variables de control (controles de capital, intervenciones bancarias, tasa de interés, inflación, consumo del gobierno) afecten a las desalineaciones del tipo de cambio. Se obtiene resultados robustos ya que al contrario de la regresión tradicional que utiliza la estimación por MCO, este modelo probabilístico se estima a través de máxima verosimilitud lo que permite trabajar con muestras grandes. La interpretación de los datos se hace mediante los odds ratios, i.e. la cantidad de veces que el consumo del gobierno afecta al tipo de cambio real.



## **CAPÍTULO 4 IMPLEMENTACIÓN DE LOS MODELOS ECONOMETRÍCOS CON DATOS DE PANEL**

El crecimiento del ingreso per cápita es un tema que se ha investigado a través de los años, Adam Smith (1723-1790) fue quien creó el planteamiento del crecimiento económico relacionado con la riqueza generada por el impulso de la producción emprendido por el ser humano, motivando a otros economistas a ampliar esta teoría (Schumpeter, 1971; Ricardo, 1994; Mill, 1985; Malthus, 1998) sin embargo no se solía tomar en cuenta a los desalineamientos del tipo de cambio como impulsor del crecimiento económico, este enfoque empezó a ser estudiado a finales de los años ochenta, una de las primeras investigaciones fue realizadas por Edwards (1989), el cual menciona que la propiedad más importante del RER es que es un buen indicador de la competitividad internacional de un país. Una disminución en el TCR, o una apreciación del tipo de cambio real, refleja un aumento en el costo interno de producir bienes transables. En este apartado se muestra la relación que existe entre las devaluaciones cambiarias y el ingreso.

En el presente trabajo de investigación se estiman dos modelos, el primero es una regresión múltiple con datos de panel para explicar el crecimiento económico de las economías emergentes del sudeste asiático de 1960-2017, además, los modelos de datos de panel que se realizan son: datos de panel agrupado (estimación por MCO); efectos fijos que permiten conocer los resultados por periodo, sección transversal; efectos aleatorios, los cuales asignan un valor aleatorio para la serie de tiempo o sección transversal, en este modelo se encontraron problemas de correlación y heterocedasticidad, estas complicaciones se resuelven al calcular los errores estándar robustos de White implementando Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS), los cuales permiten capturar la no linealidad entre las variables. Los datos se obtienen de la Penn World Table 9.1 (PWT). El crecimiento del ingreso per cápita se puede ver afectado en el corto y largo plazo, es importante conocer aquellas variables capaces de afectarlo, de este modo se puede conocer la forma de impulsar la economía de un país. En este sentido se encuentra una relación positiva entre el tipo de cambio real y el crecimiento del ingreso per cápita. El segundo modelo que se realiza es un LOGIT para encontrar los factores que intervengan en el control de los desalineamientos del tipo de cambio, este modelo se hace mediante un panel de datos desbalanceado para un periodo que abarca

de 1982 a 2017. En donde se observa que en las economías del sudeste asiático los bancos centrales intervienen ampliamente para estabilizar la moneda.

#### **4.1 Planteamiento del modelo teórico**

Las economías asiáticas han experimentado un alto desarrollo económico centrados en un buen manejo sobre el tipo de cambio real (Dollar, 1992). Rodrik (2008) muestra la importancia de estudiar el impulso que ejerce una moneda devaluada sobre el ingreso per cápita de los países en desarrollo y como en las últimas décadas esta variable ha sido clave para el crecimiento económico de diferentes economías en desarrollo, particularmente las asiáticas. El objetivo es estimar un modelo que muestre el comportamiento del desarrollo del PIB per cápita y el nivel de afectación que tienen sobre los desalineamientos del tipo de cambio. Además de agregar una variable rezagada del ingreso per cápita, con el fin de obtener el ingreso inicial y comprobar la teoría de convergencia que el ingreso, al ser negativo, regresa a su valor estacionario. Del mismo modo, para obtener resultados robustos se agregan algunas variables de control que son: el consumo del gobierno, la apertura comercial, el ahorro de las economías asiáticas y la tasa de crecimiento de la población. De acuerdo con (Rodrik, 2008; Vieira, 2012) estas variables logran tener algún efecto sobre el crecimiento económico y con ellas se puede explicar de mejor manera el comportamiento del ingreso per cápita. En el presente trabajo de investigación se analiza un grupo de economías emergentes del sudeste asiático, las cuales son: Hong Kong, Corea del sur, Indonesia, Filipinas, Malasia, Myanmar, Singapur, Tailandia y Taiwán.

Se pretende encontrar el tipo de relación entre los desalineamientos del tipo de cambio sobre el crecimiento del ingreso per cápita en las economías emergentes del sudeste asiático, en este sentido, una relación positiva implica que un tipo de cambio devaluado impulsa al ingreso, por otro lado, una relación negativa se refiere a que el tipo de cambio real detiene el crecimiento económico. Rodrik (2008) demuestra que un control adecuado sobre las devaluaciones cambiarias puede impulsar el crecimiento, del mismo modo Mohsen et al. (2014) mencionan que una moneda devaluada en el sudeste asiático ha impulsado las exportaciones al hacer los precios más competitivos. Missio et al (2015) encuentran que mantener un tipo de cambio real competitivo además de favorecer al ingreso per cápita ha impulsado también las inversiones sobre el desarrollo

tecnológico. En este sentido, el crecimiento económico se ve afectado por los desalineamientos del tipo de cambio, sin embargo, para que estas (devaluaciones cambiarias) generen un impulso sobre ingreso per cápita deben tener un manejo adecuado, es por lo que se busca encontrar las variables que afecten al tipo de cambio real competitivo (TCRC).

Con el objetivo de diferenciar la afectación que se ejerce sobre los desalineamientos del tipo de cambio se realiza un modelo Logit sobre una muestra de datos de panel desbalanceado, esto debido a que los datos de algunas variables no se encuentran en los centros de investigación de bases de datos (PWT9.1, Banco Mundial, IFS) para todos los países. Barbosa et al (2018) muestran que el manejo de un régimen con una moneda devaluada puede ser controlado de mejor manera en cuanto se tome en cuenta el trilema, este se compone por tres políticas económicas: i) intervenciones esterilizadas, se refiere a que los bancos centrales se encarguen de mantener estables los choques que se generen sobre el tipo de cambio, sin embargo, estas dependen de la acumulación de las reservas internacionales; ii) controles de capital, esta variable brinda mayor libertad sobre la política monetaria, del mismo modo una correcta implementación de los controles de capital genera grandes flujos de capital y iii) coordinación de políticas macroeconómicas. Rapetti (2011) menciona que esta coordinación debe contener políticas fiscales, monetarias y de ingresos, esto permitiría estabilizar los precios de los bienes comerciables y con esto evitar las apreciaciones de la moneda. El modelo de regresión logística busca mostrar la probabilidad de que las desalineaciones del tipo de cambio se vean afectadas por la aplicación de políticas, además se agregan variables que la evidencia empírica (Frenkel, 2007; Rapetti, 2011; Barbosa et al. 2018) ha mostrado que ayudan a mantener las devaluaciones cambiarias estables y con esto planear de mejor forma un régimen con tipo de cambio real competitivo, las variables son: tasas de interés, la productividad y la tasa de desempleo.

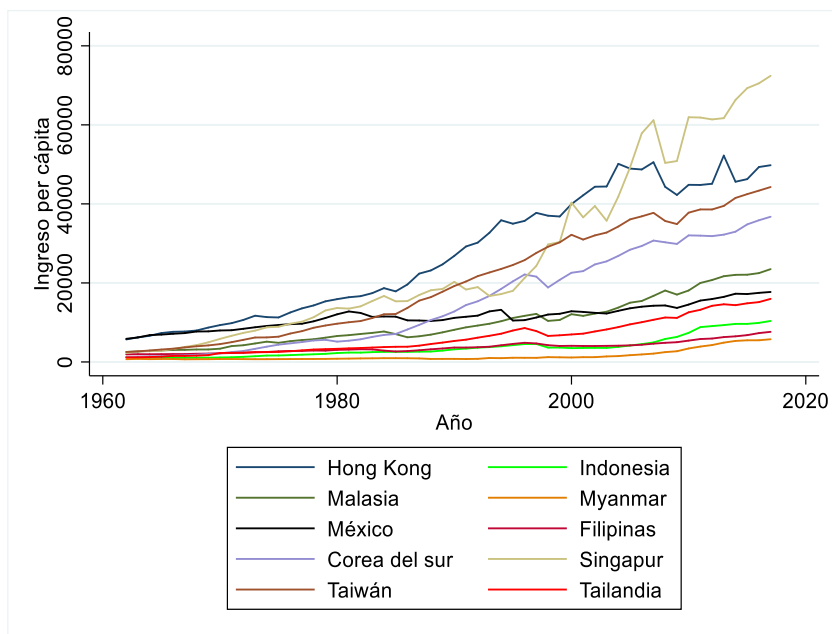
Estas economías tienen en común que mantienen un régimen de tipo de cambio real competitivo y que el crecimiento del ingreso per cápita en estos países se ha desarrollado de manera importante en los últimos años, este fenómeno se puede observar desde 1960. Según el Banco Mundial en el 2018 las economías emergentes del sudeste asiático presentaron las siguientes estadísticas: Hong Kong tuvo un crecimiento de 2.9% del PIB anual y 0.6% del per cápita; Corea registró una variación en el ingreso per cápita de 0.6% en el 2019 y registro 2% en crecimiento del PIB;

Myanmar incremento ambas variables macroeconómicas en un 6.4%; Indonesia tuvo un aumento de 13.2% y 5% en los mismos rubros respectivamente; Malasia creció un 6.3% y 4.7%; Filipinas registró un crecimiento de 6.4% y el ingreso per cápita vario en -0.2%; el ingreso per cápita en Singapur creció 5.1% en cambio el PIB tuvo una variación de 0.7%; Tailandia aumento sus variaciones en 5.7% y 4.2% respectivamente y el PIB anual de Taiwán creció 2.9%, sin embargo el ingreso per cápita disminuyó 1.9% respecto al año anterior. En el caso de México se observó una variación en el PIB de -0.1% y -0.3% sobre el ingreso per cápita.

En la figura 4.1 se puede apreciar cómo ha sido el comportamiento del PIB per cápita de estos países a través del tiempo. Es claro notar que desde 1960 esta variable ha crecido constantemente. A partir de 1960 y hasta 1970 se puede observar un crecimiento, y posteriormente, en la década de 1980 a 1990 vemos ligeros rezagos del crecimiento, sin embargo, a partir de los años 2000 la curva se alza, además se observa un quiebre cerca de 2010, y a partir de ahí, hasta a la actualidad, el ingreso per cápita se mantiene en crecimiento. Además, en la gráfica se observa también el caso de México y como se ha quedado rezagado a comparación de las economías emergentes del sudeste asiático. El crecimiento del ingreso per cápita de los países del sudeste asiático ha sido evidente, principalmente en Hong Kong, Singapur, Corea, Filipinas y Taiwán, que incluso han superado a México mostrado de color negro en la figura 4.1.

Por otro lado, la perspectiva de México (se puede observar en la línea negra) es totalmente lo contrario, en 1962 empieza con el valor de PIB per cápita más alto de estos diez países, sin embargo, se va rezagando a través del tiempo quedando por debajo de Singapur, Hong Kong, Malasia, Corea del Sur y Taiwán. Además, mientras en los países del sudeste asiático se puede observar un incremento del ingreso a través de los años, para el caso de México esta variable tiene un comportamiento similar a una línea recta, es decir, las variaciones (de crecimiento y decremento) del producto per cápita para el país resultan ser mínimas.

#### **Figura 4.1. Crecimiento del ingreso per cápita de las economías asiáticas y México**



Fuente: Elaboración propia con datos de la PWT9.1

En la primera etapa de la metodología se estima un modelo de datos de panel para el crecimiento económico per cápita para conocer el impacto que genera sobre esta la desalineación del tipo de cambio, además de incluir variables macroeconómicas que se identifican en la literatura sobre el crecimiento del ingreso per cápita. En la tabla 4.1 se muestran las variables utilizadas por diferentes economistas al estimar el crecimiento del ingreso.

**Tabla 4.1. Literatura de modelos para el crecimiento económico per cápita**

Autor	VARIABLES
Rodrik (2008)	Ingreso inicial, desalineación del TC, consumo del gobierno, términos de intercambio, inflación, ahorro interno bruto.
Gala (2008)	Ingreso inicial, brecha de producción inicial, educación, infraestructura pública, estabilidad de precios, desalineación del TC, tasa de crecimiento poblacional.
Berg y Miao (2009)	Ingreso inicial, desalineación del TC, términos de intercambio, apertura comercial, consumo del gobierno, inversión rezagada.
Vieira y McDonald (2012)	Crecimiento per cápita rezagado, ingreso inicial, educación, consumo del gobierno, inflación.
Missio, Britto y Oreiro(2015)	Desalineamientos del TC, Ahorro interno bruto, apertura comercial, ingreso per cápita a PPA, consumo del gobierno, inflación, tasa decrecimiento poblacional.

Fuente: elaboración propia

De este modo, mediante la metodología de datos de panel se puede obtener una muestra más representativa al agregar datos de forma transversal, en este caso las economías del sudeste asiático (Hong Kong, Corea del sur, Indonesia, Filipinas, Malasia, Myanmar, Singapur, Tailandia y Taiwán), y de series de tiempo (1962-2017).

Se realiza un análisis de tres modelos, datos agrupados, efectos fijos y efectos aleatorios. El primero emplea el método de mínimos cuadrados ordinarios. Por otro lado, el modelo de efectos fijos permite analizar la afectación que se tiene en sección cruzada y en periodo de tiempo asignando un valor que es constante para cada uno de estas variables, dicho de otro modo, con esta metodología podemos observar el comportamiento del crecimiento en cada año y así identificar cuáles fueron los años más representativos, de igual forma, se puede observar el impacto que cada economía ha ejercido sobre el impulso del ingreso per cápita en el conjunto de economías, en este sentido se implementa la metodología de un modelo de datos de panel agrupado. A su vez, el modelo de efectos aleatorios le asigna un valor al azar a las secciones transversales y de tiempo, este método parte del supuesto de que los valores de intercepto son extraídos de una muestra de países más

grande, es decir, se toma en cuenta una cantidad mayor de países para asignar el valor aleatorio del intercepto, además, a diferencia de los modelos anteriores se estima a través de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) los cuales toman en cuenta la heterocedasticidad del modelo. En conclusión, estos modelos presentan bondades: permiten tener más grados de libertad; capturan la heterogeneidad de las variables y miden la dinámica de cambio. Al estimar al crecimiento económico entre las economías emergentes del sudeste asiático con esta metodología se pueden comparar los resultados que se obtengan sobre cada país, además de analizar el periodo de tiempo en donde ha sido afectado.

En la segunda etapa se desarrolla un modelo Logit con datos de panel en el que se observa la influencia de las principales variables que la literatura identifica como determinantes de las devaluaciones del tipo de cambio, para ello, una vez más se considera el trilema mencionado por (Frenkel, 2006; Aiezman, 2010; Barbosa et al. 2018) el cual hace alusión a las intervenciones esterilizadas de los bancos centrales sobre los choques en la moneda, los controles de capital y la coordinación de políticas macroeconómicas. Se incluyen variables que según evidencia empírica (Rodrik, 2008; Kubota, 2011; Vieira et al. 2012; Missio et al. 2015; Barbosa et al. 2018) llegan a afectar a las devaluaciones cambiarias como: el gasto del gobierno, la productividad de los trabajadores, la tasa de desempleo. El modelo de regresión logística permite conocer la probabilidad de que las variables influyan sobre el tipo de cambio real, también muestra la cantidad de veces que aumenta o disminuye la variable afectada (desalineación del tipo de cambio) respecto a una variable de afectación.

En un modelo donde la variable es dicótoma (existencia o no del atributo), se representa si existe o no una devaluación para el periodo de estudio, el modelo Logit es capaz de discernir la presencia o ausencia una contracción en la moneda, y con base en ello representar la probabilidad de que las variables de control afecten el mecanismo de los desalineamientos del tipo de cambio. Esta regresión se estima bajo máxima verosimilitud (MV), lo que permite que las varianzas y los errores sean consistentes además de eficientes. Recordando que la estimación por MV presenta propiedades más fuertes que la metodología de MCO, i.e. mientras la muestra sea más grande es más probable que se acerque al valor verdadero (ley de los grandes números), la varianza es más pequeña y está distribuido asintóticamente como una normal (Williams, 2020). Ya que el valor de

la variable dependiente se encuentre en 0 y 1 se distribuye como una sigmoide como se puede observar en la figura 3.1. El modelo Logit se interpreta mediante los odds ratios, estos expresan cuantas veces se refleja el efecto de las variables de control sobre la variable explicada.

En resumen, se analiza un modelo de datos de panel sobre el crecimiento económico en función de los desalineamientos del tipo de cambio para encontrar la relación y la magnitud que existe entre estos, además de la importancia de otras variables de control, señaladas por la literatura especializada (Berg y Miao (2010); Kubota, 2011; Barbosa et al. 2018). Posteriormente, es importante identificar aquellas variables que permiten mantener un tipo de cambio real competitivo, para que el efecto que este ejerza sobre el crecimiento económico sea benéfico para las economías emergentes del sudeste asiático.

#### **4.2 Fuentes de información y periodo muestral**

La principal fuente de información de esta investigación es la Penn World Table (PWT), se trata de una base de datos desarrollada por Robert Summers, Alan Heston e Irving Kravis en la universidad de Pensilvania. En ella se compilan las cuentas nacionales de 167 países expresada en una sola moneda (dólares estadounidenses constantes a 2011), es decir, la PWT contiene a las variables ajustadas por la paridad de poder de compra (PPC), lo cual permite la comparación de dichas variables entre todos los países del mundo debido a que todos los valores se manejan en una moneda común (dólar estadounidense) además de que corrige las diferencias de precios entre países al expresarlos en una misma base monetaria. La última versión de esta tabla es la PWT9.1, fue puesta a disposición en abril de 2019, y fue desarrollada por Robert C. Feenstra, Robert Inklaar y Marcel P. Timmer. Esta base de datos tiene un periodo muestral de 1950-2017 y se presentan con datos anuales.

Otra fuente importante de consulta para esta investigación es la base de datos desarrollada por el banco mundial. Esta base contiene amplia información económica y estadística sobre variables macroeconómicas como el ahorro, el PIB a paridad de poder de compra, niveles de población y el consumo del gobierno, para las economías emergentes y desarrolladas. La base de datos que proporciona el International Financial Statistics (IFS) es una extensión del Fondo Monetario



Internacional (IMF), fue desarrollada en 1948 y contiene datos de 194 países. En esta fuente de consulta se pueden encontrar variables como el tipo de cambio, liquidez de la moneda y tasas de interés, que se presentan en este trabajo de investigación.

El periodo de muestra para esta investigación se tomó con base en el mayor número de información que se encuentra disponible tanto en el periodo de tiempo como en el número de países encontrados en la PWT9.1 con el objetivo de emplear la mayor cantidad de datos es que los resultados obtenidos en el modelo econométrico sean robustos, de esta manera el periodo de tiempo considerado es de 1962 a 2017.

Es muy importante señalar que para poder estimar el crecimiento económico per cápita, se utiliza la variable CGDPo, pues esta permite medir la capacidad productiva entre países a través del tiempo, muestra el nivel de precios del producto interno bruto real per cápita basado en la producción a las tasas actuales de paridad del poder adquisitivo (PPA), definidas con relación a los EE. UU. Además, debe considerarse el efecto Penn, que describe la diferencia en el crecimiento de la productividad de los sectores comerciables entre los países, y se define como el factor que conduce a desviaciones sistemáticas en los precios y salarios expresados por la paridad de poder adquisitivo entre países creando un efecto de apreciación sobre el tipo de cambio.

A medida que las economías emergentes se desarrollan y aumentan su productividad generan un incremento en los salarios para conseguir un precio relativo mayor. Sin embargo, esto conlleva a una desviación en la paridad de poder compra ya que en los países con ingresos más bajos el precio de los bienes comerciables será más alto. Por su parte, el efecto Balassa-Samuelson (1994) captura el impacto del aumento en la productividad de un país respecto a otro en términos de bienes comerciables y el tipo de cambio real de equilibrio. Este efecto se estima econométricamente mediante un proceso para calcular la tasa de devaluación cambiaria, y se logra tomando en cuenta la variación del PIB calculado con la PPA, el cual queda representado al momento de incluir los desalineamientos del tipo de cambio sobre el modelo de datos de panel para el crecimiento económico.

En resumen, los desalineamientos del tipo de cambio deben estimarse tomando en cuenta los choques que se generan sobre los precios de los bienes comerciables y el impacto que tenga la productividad en el aumento de los salarios. De este modo, se calcula el desajuste que genera el efecto Penn sobre el tipo de cambio real competitivo para así estimar correctamente las devaluaciones cambiarias.

### 4.3 Descripción de las variables utilizadas

Como ya se mencionó, en la primera etapa de la presente investigación se emplea una muestra de 9 países del sudeste asiático<sup>12</sup>, para el periodo que comprende de 1962-2017. El objetivo es estimar el impacto del tipo de cambio devaluado (desalineamiento del tipo de cambio) sobre el crecimiento económico, además de algunas variables macroeconómicas que según evidencia empírica (Mohsen et al. 2002; Rodrik, 2008; Vieira et al. 2012; Missio et al. 2015; Ribeiro et al. 2018; Barbosa et al. 2018) afecta el crecimiento económico, las cuales son; PIB per capita; consumo del gobierno; apertura comercial; capital humano; tasa de crecimiento de la población entre otras.

De acuerdo con Missio et al (2018) podemos construir la variable del tipo de cambio real (TCR) con la siguiente relación:

$$\ln TCR = \ln \left( \frac{1}{pl\_gdpo} \right) \quad (1)$$

Donde  $pl\_gdpo$  es la producción real del PIB estimado por la paridad de poder compra (PPC), esta variable se obtiene de la PWT9.1. Del mismo modo, se puede conseguir esta variable con la siguiente analogía (Rodrik, 2008):

$$\ln TCR = \frac{Xrat_{it}}{PPA_{it}} \quad (2)$$

---

<sup>12</sup> Hong Kong (HK); Indonesia (IND); Corea del sur (COR); Myanmar (MMR); Malasia (MYS); Filipinas (PHL); Singapur (SGP); Tailandia (THA) y Taiwán (TWN)

Donde  $Xrat_{it}$  es el valor del tipo de cambio en unidades de moneda nacional por dólares de EEUU y  $PPA_{it}$  es la conversión de paridad de poder de compra. Se dice que el TCR está apreciado cuando  $Xrat_{it}$  es menor a  $PPA_{it}$  y se encuentra devaluado cuando el valor del tipo de cambio es mayor a la paridad de poder de compra.

De acuerdo con Rodrik (2008) se debe tomar en cuenta el efecto Balassa Samuelson<sup>13</sup> sobre el tipo de cambio real, y corregirlo mediante la siguiente especificación:

$$\ln TCR_{it} = C + \beta \ln rgdpc_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Donde  $\ln rgdpc_{it}$  es el logaritmo de la producción real del PIB a PPC actuales y  $u_{it}$  es el término de error estocástico. Así el valor de la devaluación sobre el tipo de cambio se obtiene de la siguiente manera:

$$\ln deval_{it} = \ln TCR_{it} - \ln \widehat{TCR}_{it} \quad (4)$$

Donde  $\ln deval_{it}$  representa el valor de las devaluaciones de la moneda,  $\ln \widehat{TCR}_{it}$  son los valores calculados que se obtienen del modelo estimado de la ecuación (3), mientras que  $\ln TCR_{it}$  representa los valores reales.

Respecto a la tasa de crecimiento per cápita, esta se construye a partir de la tasa de crecimiento del producto interno bruto real per cápita de la siguiente manera (Vieira & MacDonald, 2012):

$$Crecimiento = \frac{rgdpc - rgdpc(-1)}{rgdpc(-1)} \quad (5)$$

De acuerdo con la literatura (Rodrik, 2008; Gala, 2008; Berg y Miao, 2009, Vieira y MacDonald, 2012; Missio et al. 2015) se agregan variables de control para el modelo de crecimiento del ingreso

---

<sup>13</sup> El efecto Balassa-Samuelson (BS) establece que existe la posibilidad que un aumento en los bienes comerciables lleve a un aumento en los bienes no comerciables, y en consecuencia a un incremento en la tasa de cambio. Entonces los precios en el sector no comerciable aumentan más rápidamente que en el sector comerciable debido al menor crecimiento de la productividad

per cápita que permiten estimar de forma robusta el comportamiento de esta variable, estos autores implementan un rezago sobre el PIB per cápita (Percap) el cual permite conocer el valor inicial del ingreso, del mismo modo, agregan los desalineamiento del tipo de cambio como se explica en la ecuación (4).

El consumo de gobierno (Consgov) informa la proporción del producto interno bruto real per cápita basado en la producción que está representado por el consumo del gobierno, en las paridades actuales de poder de compra (PPC) a precios de 2011, esta variable es obtenida de la PWT9.1. De acuerdo con Missio et al. (2015) la variable de apertura comercial (Aperturac) impulsa el ingreso per cápita, esta se construye a través de la suma entre las exportaciones que representan la proporción del producto interno bruto (PIB) real basado en la producción per cápita que está representada por las exportaciones de mercancías; y las importaciones que expresan la producción per cápita que está representada por los residuales y las discrepancias estadísticas, los residuos incluyen el comercio, por ejemplo, el comercio de servicios. Se incluye la discrepancia estadística para garantizar que la contabilidad del lado del gasto se sume al PIB en los datos de las cuentas nacionales (Groningen Growth and Development Centre, 2020). El ahorro interno bruto implementado en la literatura (Rodrik, 2008; Missio et al. 2015) es una proporción del porcentaje del PIB (ahorro interno bruto), esta variable se obtiene de la base de datos que proporciona el Banco Mundial. El capital humano (HC) utilizado por (Gala, 2008; Vieira et al. 2012) proporciona un índice de capital humano por persona, que se relaciona con los años promedio de escolaridad y el retorno a la educación. La tasa de crecimiento de la población (Tcpop) se construye a través de la diferenciación del número de población de cada país. Gala (2008) y Missio et al. (2015) demuestra que interviene en el crecimiento del ingreso per cápita.

**Tabla 4.1. Lista de variables utilizadas para el modelo de crecimiento del PIB per cápita**

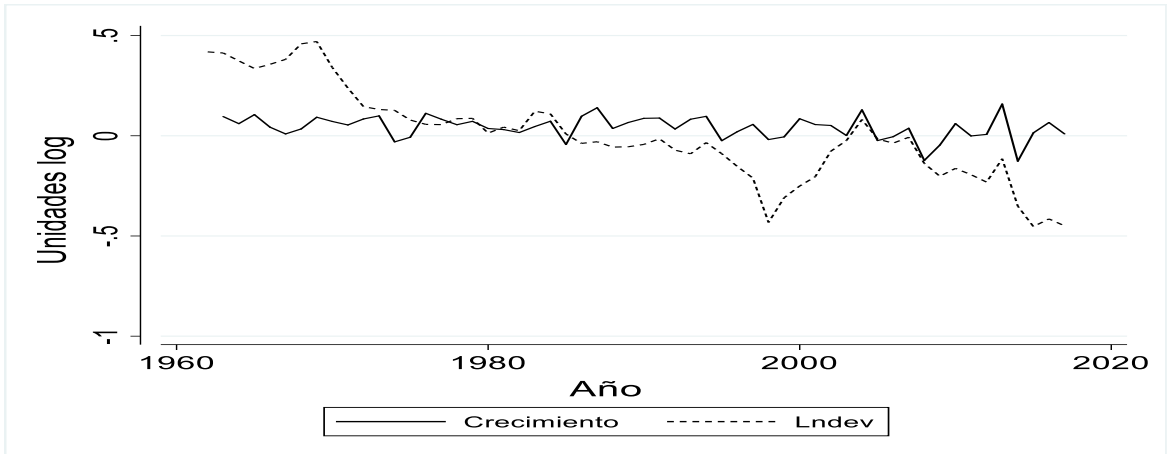
Notación	Variable	Descripción	Fuente
Percap	PIB per cápita	Produccion real del PIB/Población	Elaboración propia con datos dePWT9.1
Lndev	Devaluación del tipo de cambio real	Indide de devaluacion según Rodrik (2008)	Elaboración propia con datos dePWT9.1
Consgov	Consumo del gobierno	Precios actuales de 2011	PWT9.1
Aperturac	Apertura comercial	Exportaciones + importaciones	Elaboración propia con datos dePWT9.1
Ahorro	Ahorro nacional	Proporción del PIB	Banco mundial
HC	Capital humano	Precios actuales de 2011	PWT9.1
Tcpop	Tasa de crecimiento de la población	Diferenciación de la población total	Elaboración propia con datos dePWT9.1
Crecimiento	Crecimiento económico	Diferenciación del PIB per cápita	Elaboración propia con datos dePWT9.1

Fuente: elaboración propia

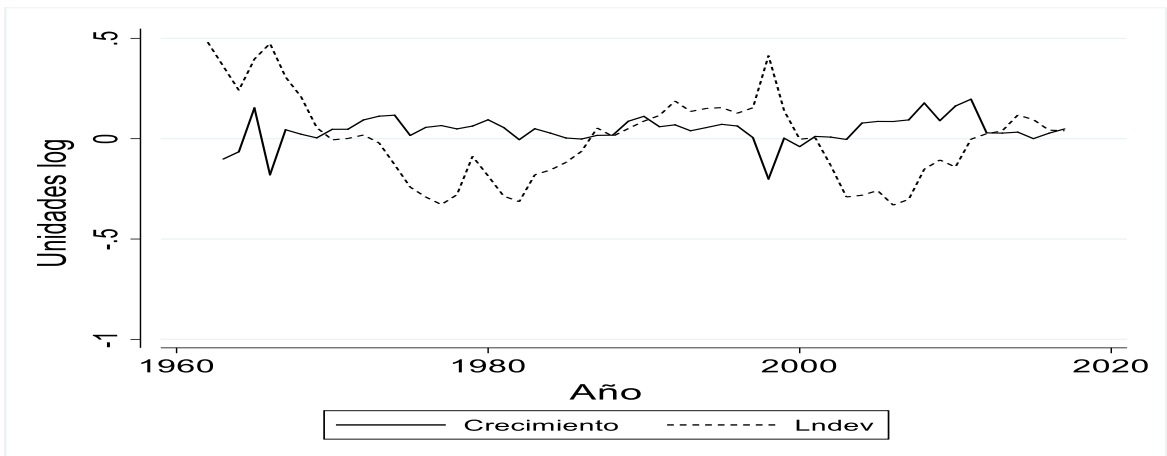
En la figura 4.2 se muestra gráficamente el comportamiento de las devaluaciones del tipo de cambio y del crecimiento del ingreso per cápita para muestra de países del sudeste asiático. Es notorio que para las economías de Hong Kong, Indonesia, Corea del sur, Myanmar, Filipinas y Singapur el crecimiento se ve ralentizado cuando se presenta una sobrevaluación de la moneda. Por otro lado, cuando existe una devaluación de la moneda se genera un alza sobre el ingreso per cápita, lo que permite observar el “miedo a la apreciación” que se crea sobre los tigres asiáticos. En el caso de Malasia, Tailandia y Taiwán parecen tener poca diferencia entre los valores de las variables (crecimiento del PIB per cápita y devaluaciones del tipo de cambio), sin embargo, en la década de los 90 es claro que cuando la moneda sufrió devaluaciones el ingreso obtuvo un impulso.

**Figura 4.2. Devaluaciones del tipo de cambio real y crecimiento del PIB per cápita en los países del sudeste asiático**

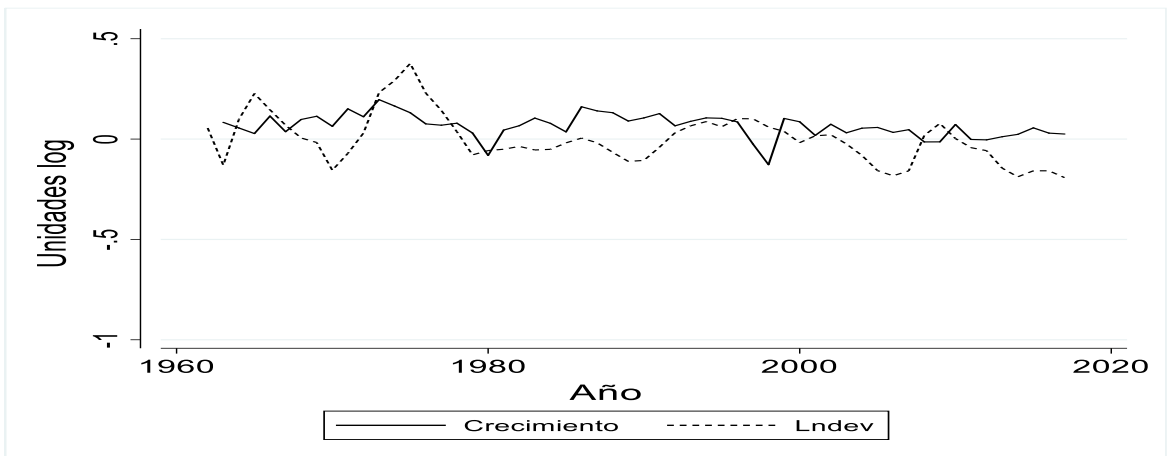
### Hong Kong



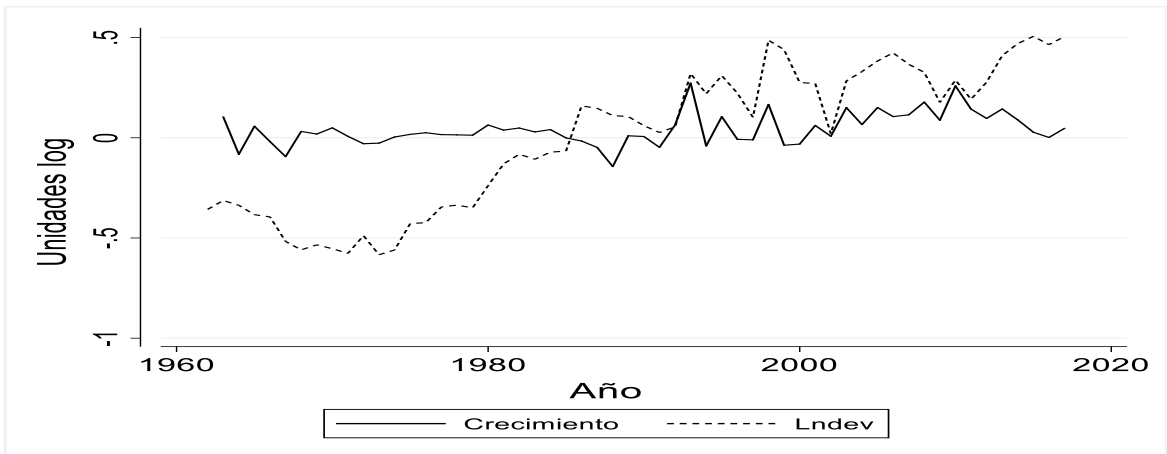
### Indonesia



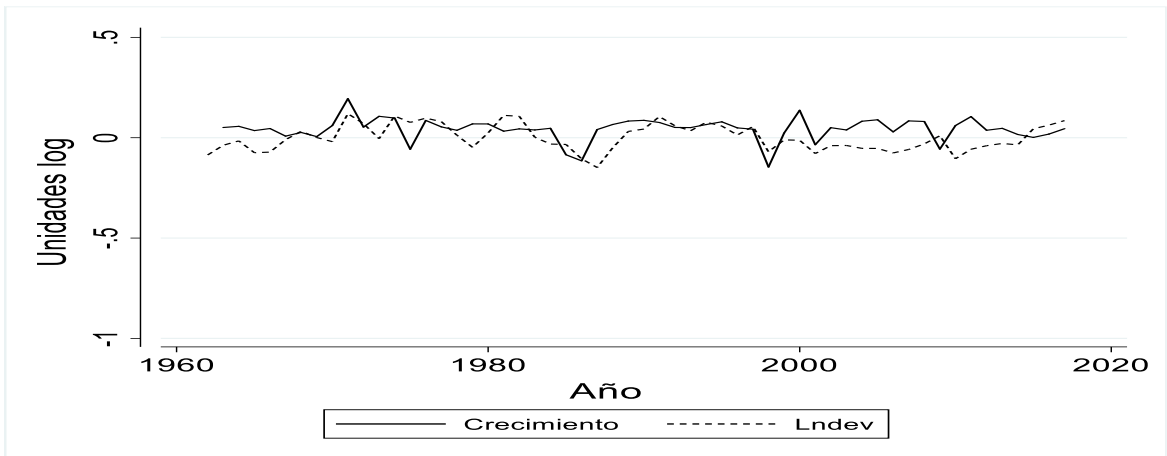
### Corea del sur



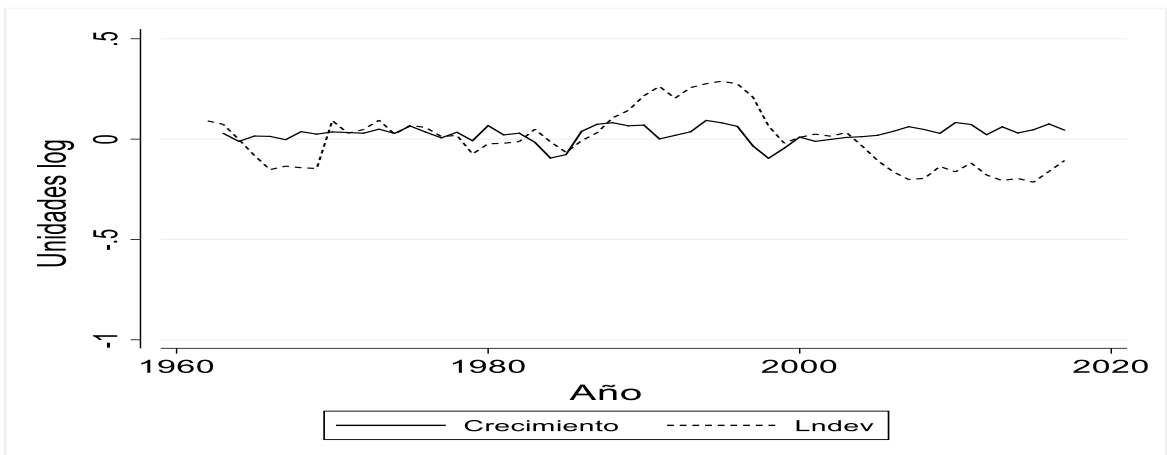
### Myanmar



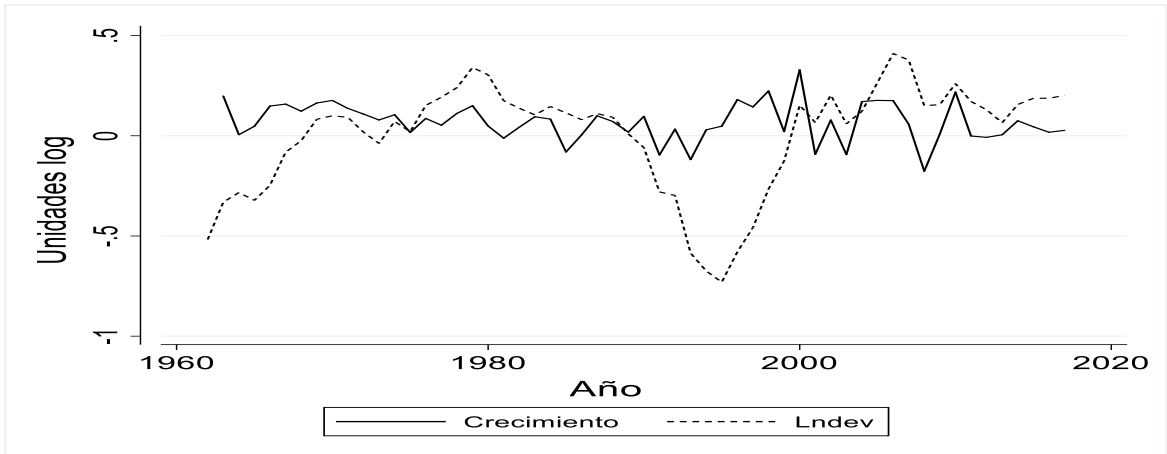
### Malasia



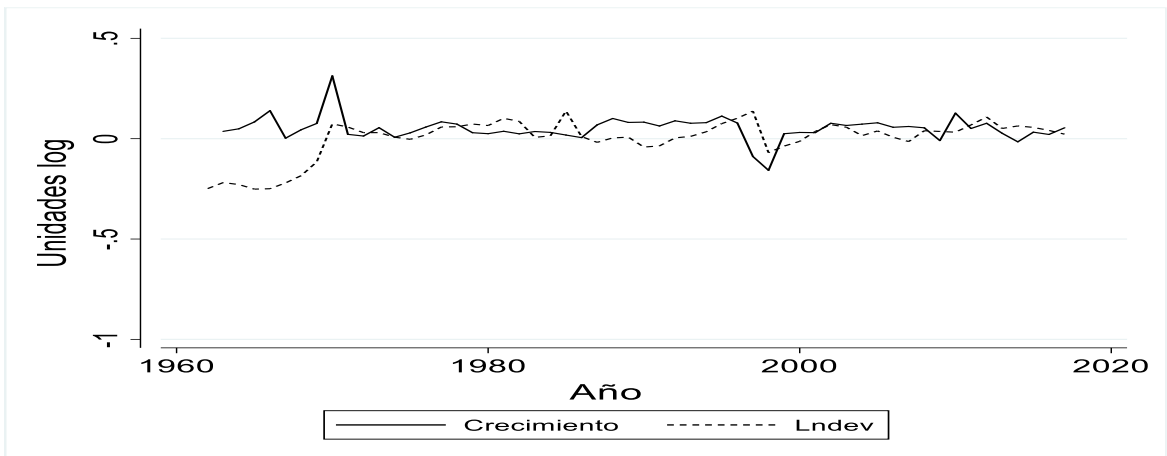
### Filipinas



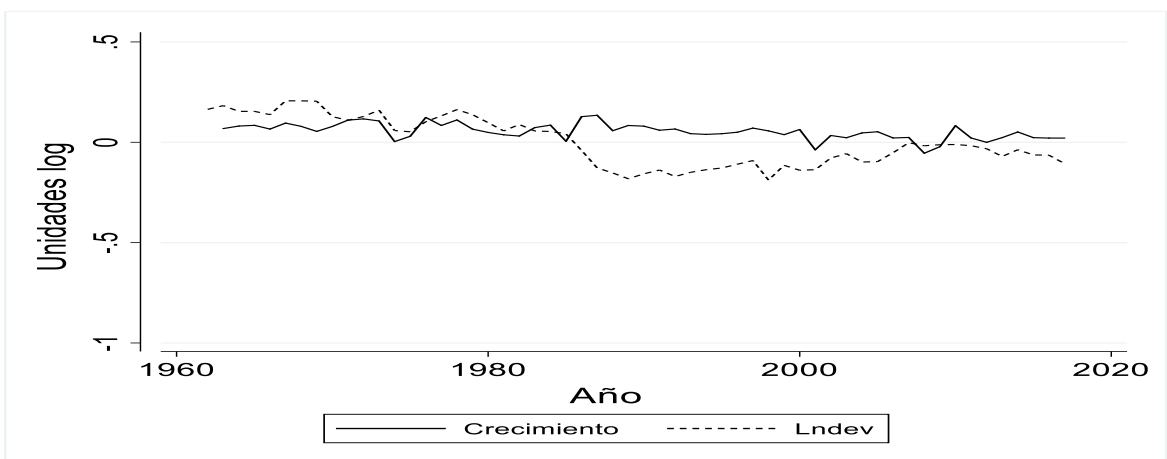
### Singapur



### Tailandia



### Taiwán



Fuente: elaboración propia con datos de la PWT9.1



Estimar correctamente los efectos de las desalineaciones del tipo de cambio sobre el ingreso per cápita resulta de gran importancia para las economías emergentes ya que la evidencia empírica (Rodrik, 2008; Gala, 2008; Berg y Miao, 2009, Kubota, 2011; Vieira y MacDonald, 2012; Missio et al. 2015) demuestra que mantener un tipo de cambio real competitivo beneficia al crecimiento del PIB per cápita.

#### 4.4 Estimación del modelo con datos de panel para el crecimiento per cápita

Los modelos con datos de panel permiten realizar estimaciones sobre diferentes países (sección cruzada) a través del tiempo (periodo), lo que permite analizar y comparar el resultado de cada economía, esto presenta varias ventajas porque permite trabajar con una base de datos amplia y obtener resultados más consistentes, además de que permiten manejar más grados de libertad sobre las regresiones y toman en cuenta la heterogeneidad de las variables permitiendo que la estimación sea más robusta. Se realizó un modelo de datos de panel balanceado agrupado estimado por MCO teniendo como variable dependiente la tasa de crecimiento per cápita explicada principalmente por la desalineación del tipo de cambio y un conjunto de variables de control. Del mismo modo, se estimó un modelo con efectos fijos en la sección de tiempo, para observar la evolución del crecimiento en cada año y poder identificar los periodos en los cuales la tasa de crecimiento del ingreso per cápita se vio más afectada. Así mismo, la sección transversal del modelo permite conocer el comportamiento que ha tenido el crecimiento en cada una de las economías del sudeste asiático de la muestra. Por otro lado, se creó un modelo de efectos aleatorios sobre el tiempo, esta metodología asigna valores al azar sobre estas variables con el fin de optimizar los resultados, a diferencia de los efectos fijos que mantiene los valores constantes, este modelo se estima por la metodología de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS), el cual presenta un término idiosincrático que explica el comportamiento de cada término aleatorio en el tiempo, es decir, representa el movimiento del crecimiento económico representado por la afectación que cada país experimentó. El periodo utilizado en todos los modelos abarca el periodo de 1962 a 2017.

$$\begin{aligned} \text{Crecimiento}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{percap}(-1)_{it} + \beta_2 \text{Lndev}_{it} + \beta_3 \text{Consgov}_{it} + \beta_4 \text{Aperturac}_{it} + \beta_5 \text{Ahorro}_{it} \\ & + \beta_6 \text{HC}_{it} + \beta_7 \text{Tcpop}_{it} + \beta_8 D_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

Donde  $percap(-1)_{it}$  es el ingreso per cápita rezagado un periodo;  $Lndev_{it}$  son los valores de devaluación sobre el tipo de cambio obtenidos en la ecuación (4), para la muestra de economías asiáticas se espera que las devaluaciones tengan signo positivo, ya que esto indica una relación positiva entre el tipo de cambio real y el crecimiento del ingreso per cápita como lo indica la evidencia empírica (Rodrik, 2008, Gala, 2008, Berg et al. 2009, Kubota, 2011; Missio et al 2015);  $Consgov_{it}$  representa el consumo del gobierno, y del mismo modo, la literatura ya mencionada indica una relación positiva de esta variable con el ingreso, por lo que se espera un signo positivo en el coeficiente;  $Ahorro_{it}$  es el ahorro (Gross national savings), es una de las variables que tienen mayor impacto positivo sobre el ingreso per cápita, en este sentido se espera un signo positivo;  $HC_{it}$  el capital humano, (Gala, 2009; Vieira et al. 2012) demuestran una relación positiva entre esta variable y el ingreso, por lo tanto se espera un signo positivo dentro del modelo;  $Tcpop_{it}$  es la tasa de crecimiento de la población, para esta variable (Gala, 2008; Missio et al 2015) encuentran una relación negativa sobre el crecimiento económico, lo que indica que se espera signo negativo en el coeficiente;  $D_{it}$  es la variable dummy que representa el efecto del modelo (efectos fijos o aleatorios) y  $u_{it}$  es el término de error. La variable del ingreso per cápita inicial  $percap(-1)_{it}$  se agrega siguiendo la hipótesis de convergencia condicional del crecimiento económico, la cual hace referencia a la relación inversa entre la tasa de crecimiento de la renta per cápita y el nivel inicial de la misma, para un conjunto de regiones o países dado con características estructurales similares y un período de tiempo determinado (Rabanal, 2016). En este sentido, se espera un signo negativo para el caso en el que exista convergencia condicional entre las economías del sudeste asiático y signo positivo cuando no exista convergencia.

**Tabla 4.2. Modelos de datos de panel para el modelo de crecimiento económico per cápita**

Variable dependiente: Crecimiento	Modelo de datos agrupado	Modelo de efectos fijos	Modelo de efectos variables	Modelo de efectos fijos corregido
Constante	0.200066*** (5.1691)	0.168753*** (4.2617)	0.191796*** (5.1637)	0.126119** (3.1375)
Percap(-1)	-0.021833*** (-3.4743)	-0.018995** (-3.1155)	-0.021045** (-3.4966)	-0.010954* (-2.4957)
Lndev	0.025951 (1.6866)	0.028525* (1.9116)	0.026376* (1.7925)	0.038015*** (3.2637)
Consgov	-0.073587 (-1.3574)	-0.027396 (-0.4928)	-0.064059 (-1.2220)	-0.029452 (-0.4018)
Aperturac	-0.35774 (-1.5789)	-0.039614 (-1.7605)	-0.036463 (-1.6706)	-0.014969 (-1.3270)
Ahorro	0.200067*** (5.2687)	0.190566*** (4.9195)	0.197871*** (5.3772)	0.132654*** (6.1971)
HC	0.004629 (0.4353)	0.008255 (0.6902)	0.004627 (0.4472)	0.002141 (0.2364)
Tcpop	-0.891837* (-2.0257)	-0.899678* (-1.9504)	-0.866121* (-2.0397)	-1.112609** (-3.5422)
Pruebas para la elección del modelo		Estadísticas		Decisión
Breusch-Pagan prob>x <sup>2</sup>		3.7 0.05		Efectos aleatorios
F-restringida prob>F		1.9 0.0003		Efectos fijos
Hausman prob>x <sup>2</sup>		11 0.1		Efectos fijos

Nota: \*p<0.05; \*\*p<0.01; \*\*\*p<0.001. los valores del estadístico t se encuentran en paréntesis

Fuente: elaboración propia

Los coeficientes de los modelos resultan ser altamente significativas en la mayoría de los casos. La decisión sobre el modelo óptimo se toma con base en las siguientes pruebas estadísticas: el test de Breusch-Pagan se realiza sobre el modelo agrupado, el valor estadístico de 0.05 indica que no se puede rechazar la hipótesis nula, es decir, existe evidencia de efectos significantes, dicho de otro modo, se prefiere el modelo de efectos aleatorios sobre el modelo de datos agrupados; la prueba F-restringida compara entre el modelo de panel agrupado y el de efectos fijos. En este caso el p-value de 0.0003 dicta que hay que rechazar la hipótesis nula, el modelo de efectos fijos es mejor que el agrupado. Finalmente, el estadístico de Hausman permite decidir entre el modelo de efectos aleatorios y el estimador de efectos fijos, en este caso el valor de chi-cuadrada es de 0.1, lo cual resulta ser demasiado alto, por lo que se acepta la hipótesis nula de que el modelo de efectos fijos es mejor. En conclusión, el modelo de datos de panel que estima de mejor manera al crecimiento

económico es el de efectos fijos, este modelo fue construido con un análisis sobre el tiempo, lo que permite observar la afectación que se obtuvo en cada año.

Consecuentemente se realizan las pruebas correspondientes al modelo que mejor se ajusta a la tasas de crecimiento per cápita, que es el modelo de efectos fijos en el tiempo, estas pruebas se presentan en la primera parte de los anexos. Se realizaron las pruebas de correlación con el objetivo de identificar la existencia de autocorrelación serial, es decir, que los errores se relacionen entre las variables, y correlación contemporánea, recordemos que este problema se refiere a que exista correlación de los errores entre dos o más economías en el mismo periodo de tiempo. La prueba de Breusch-Godfrey propuesta por Wooldridge (2002), indica si existe correlación serial en los errores, el valor probabilístico (p-value) es 0.00007 lo que lleva a rechazar la hipótesis nula, es decir, existe correlación serial en el modelo. Del mismo modo se busca la existencia de heterocedasticidad en el modelo, el estadístico de Breusch-Pagan para heterocedasticidad arroja un p-value de 0.0000002, se rechaza la hipótesis nula y se dice que el modelo es heterocedastico. Para corregir estos problemas se realiza un modelo mediante la matriz de covarianzas robustas Greene (2003):

$$E[\varepsilon\varepsilon'|X] = \Gamma = Y_0R \quad (6)$$

Donde  $\Gamma$  es la matriz de covarianzas y  $R$  es la matriz de autocorrelación. Entonces podemos escribir:

$$\rho_{ts} = \frac{Y[t-s]}{Y_0} \quad (7)$$

Donde  $ts$  es el coeficiente de correlación. De este modo se pueden suavizar los errores para eliminar la autocorrelación y heterocedasticidad del modelo y conseguir estimadores consistentes.

El modelo corregido presentado en la última columna de la tabla 4.2 se muestran los estimadores de las variables sin correlación y homoscedasticas, esta corrección se realizó a través de la metodología de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS), este método se emplea mediante los

estimadores con errores estándar de White, el test de White permite contrastar no linealidades utilizando los cuadrados y los productos cruzados de todos los regresores, es decir, corrige la correlación y heterocedasticidad porque pondera los residuos de los coeficientes haciéndolos homoscedásticos.

El ingreso per cápita tiene el signo esperado, es decir, se cumple la hipótesis de convergencia condicional económica sobre este sector de economías emergentes del sudeste asiático como se muestra en la literatura (Rodrik, 2008; Gala, 2008; Berg y Miao, 2009; Missio et al. 2015), dicho de otro modo, con el coeficiente negativo se puede decir que el crecimiento de la muestra de países converge hacia su estado estacionario.

Además, las devaluaciones resultan ser altamente significativas y afectan de manera positiva el crecimiento como lo establece Rodrik (2008), lo que indica que mantener un régimen con un tipo de cambio real competitivo ha favorecido a los países en desarrollo del sudeste asiático, el efecto que crea sobre el crecimiento es una variación de 0.038. La evidencia reciente muestra que las aceleraciones del crecimiento tienden a estar asociadas con una mayor inversión, aumentos de exportaciones y depreciación del tipo de cambio real (Kubota, 2011). De este modo un buen manejo sobre los desalineamientos del tipo de cambio resulta significativo y robusto para los países en desarrollo, ya que mantiene un crecimiento constante del ingreso per cápita como menciona Viera y MacDonald (2012). Este resultado apoya empíricamente lo señalado por Missio et al. (2015) respecto a que los niveles del tipo de cambio real son importantes para el ingreso en los países en desarrollo, ya que puede crear efectos importantes para la estructura productiva. Este resultado significa que la depreciación del TCR puede afectar el crecimiento a largo plazo de una economía a través de un aumento en la elasticidad de sus ingresos de la demanda de exportaciones, lo que estimularía el crecimiento de las exportaciones para cualquier tasa de crecimiento mundial. En este sentido, las variaciones en competitividad que produce el TCR no son espurias, sino más bien auténticas (Missio, Jayme, Britto, & Oreiro, 2015).

Este modelo concuerda con Ribeiro et al. (2018) en que el consumo del gobierno es una variable que no afecta al crecimiento económico, al igual que la apertura comercial y el capital humano. Por otro lado, el ahorro impulsa la variable dependiente, es decir, entre más alto sea el ahorro es

más fácil alcanzar un incremento en el desarrollo de la economía del sudeste asiático. Por el contrario, la tasa de crecimiento de la población tiene un efecto contractivo sobre el crecimiento, es decir, mientras la población crece es más difícil mantener un impulso sobre el desarrollo económico, (Gala, 2008; Missio et al. 2015) establecen que cuanto mayor sea el índice de crecimiento poblacional el crecimiento del ingreso se verá rezagado. La  $R^2$  alta indica que el modelo es representativo además de estar estimado consistentemente.

Los años de 1985 y 1998 resultan ser estadísticamente significativos, y afectaron al crecimiento de forma contractiva, recordemos que en esa década las economías asiáticas enfrentaron una severa crisis económica. Esta crisis empezó en el año de 1985 cuando el índice Nikkei (que mide el valor de las acciones de Japón) pasó de valer 12 557 yenes a 38 915 creando una “burbuja económica”, este término se refiere a que el índice subió sin fundamentos reales en la economía del país, y en los años siguientes ese valor empezó a bajar. El año de 1997 resultó ser uno de los principales en esta crisis, ya que en este año las economías asiáticas sufrieron una crisis cambiaria, la cual no se pudo contener debido a que las reservas internacionales de Tailandia y Corea estaban agotadas casi en su totalidad. El objetivo principal de este sector de Asia fue estabilizar los choques que recibía el tipo de cambio e implementaron una política monetaria donde elevaron sus tasas de interés a corto plazo para frenar el deterioro de la moneda, una vez que el tipo de cambio se estabilizara reducirían las tasas de interés de forma gradual. Los países afectados en este año fueron Indonesia, Corea del sur, Malasia y Tailandia.

El año de 2010 presenta una alta significancia estadística, impulsando el crecimiento económico 0.080977 veces por cada aumento de una unidad. Según el banco mundial en el 2010 Hong Kong tuvo un crecimiento respecto al año anterior del 11.5%; del mismo modo Corea aumentó su ingreso per cápita un 26.4% en el mismo año; Indonesia fue la economía que más crecimiento experimentó en el 2010, su ingreso tuvo una variación de 35%; en el caso de Filipinas el PIB per cápita creció 22.4%; Malasia experimentó un crecimiento de 26.1% en el mismo año; Myanmar fue una de las naciones con mayor desarrollo, ya que los valores de su ingreso se impulsaron 30.9%; por otro lado, Singapur incrementó su economía un 27.5% en el 2010; el PIB per cápita de Tailandia ascendió 26.6% el mismo año y Taiwán tuvo una variación en su economía de 19.8%. En ese año, además de mantener un tipo de cambio real competitivo, estos países implementaron políticas sobre

metas de exportaciones, lo que ayudó a mantener un control sobre el mercado extranjero, del mismo modo, crearon controles de capital que permitían controlar las inversiones de capital extranjero, estas inversiones eran principalmente al sector público e industrial. Gracias a estas medidas impulsaron el crecimiento de su ingreso per cápita.

De esta manera se ha podido evidenciar que los desalineamientos del tipo de cambio son una variable que impulsa el crecimiento económico, dicho de otro modo, a los países del sudeste asiático les resulta favorable mantener un tipo de cambio competitivo. Una vez que se ha comprobado que los tipos de cambio devaluados han resultado convenientes en la estrategia de crecimiento que han implementado las economías del sudeste asiático, lo que sigue es identificar aquellas variables que incentivan o promueven que el valor de la moneda local sea menor (más devaluado) respecto de la paridad del poder de compra. Para descubrir estas relaciones de determinación se hace uso del esquema teórico denominado triángulo de inconsistencia. A través de su incumplimiento se busca proponer un modelo de corte poskeynesiano basado en los trabajos de (Aizenman, 2010; Barbosa et al. 2018) en los que se utilizan una serie de políticas como los factores principales para el control de las contracciones en la moneda. En consecuencia, se estima un modelo Logit que permita identificar la probabilidad de afectación de estas políticas que deriven en una devaluación cambiaria.

#### **4.5 Estimación del modelo de regresión logística para los desalineamientos del tipo de cambio**

La evidencia de este trabajo de investigación demuestra que las devaluaciones cambiarias generan un impulso sobre el ingreso per cápita, al igual que la evidencia empírica (Rodrik, 2008; Gala, 2008; Berg y Miao, 2009, Kubota, 2011; Vieira y MacDonald, 2012; Missio et al. 2015), sin embargo, el autor menciona que para alcanzar un crecimiento constante sobre el PIB per cápita, las devaluaciones sobre la moneda deben ser controladas y manejadas correctamente. Como ya se mencionó, la ecuación 4 representa los desalineamientos del tipo de cambio. Si  $ln_{deval}_{it}$  resulta ser menor a la unidad decimos que la moneda esta sobrevaluada, en caso contrario, si es el valor es positivo indica que los precios de los bienes producidos en el país son baratos respecto al dólar, es decir, la moneda esta devaluada. Para la estimación del modelo Logit la variable dependiente se

describe como un valor discreto de 0 y 1. La variable dummy toma el valor de 1 cuando la moneda está depreciada y 0 cuando esta apreciada.

Un modelo de regresión logística nos permite analizar, mediante los odds ratios<sup>14</sup>, la afectación que las variables de control ejercen sobre la variable dependiente, en este caso, las contracciones de la moneda. Estos ratios se interpretan como puntos porcentuales, es decir, el modelo Logit muestra la probabilidad que tienen los desalineamientos del tipo de cambio de ser afectados. En este sentido, el modelo analiza el periodo de tiempo en donde existió o no una devaluación, y señala los valores probabilísticos que cada variable independiente ejerció en el caso de una contracción de la moneda o en una sobrevaluación de la misma. Barbosa et al (2018) muestra que para contener los choques sobre el tipo de cambio se debe tomar en cuenta la literatura sobre el trilema imposible, Desde una perspectiva neoclásica esta triada incompatible se refiere al hecho de que una economía puede elegir simultáneamente dos de las siguientes tres posibles metas de política disponibles: independencia monetaria, estabilidad del tipo de cambio e integración financiera; sin embargo, sostienen que es imposible mantenerse en las tres al mismo tiempo.

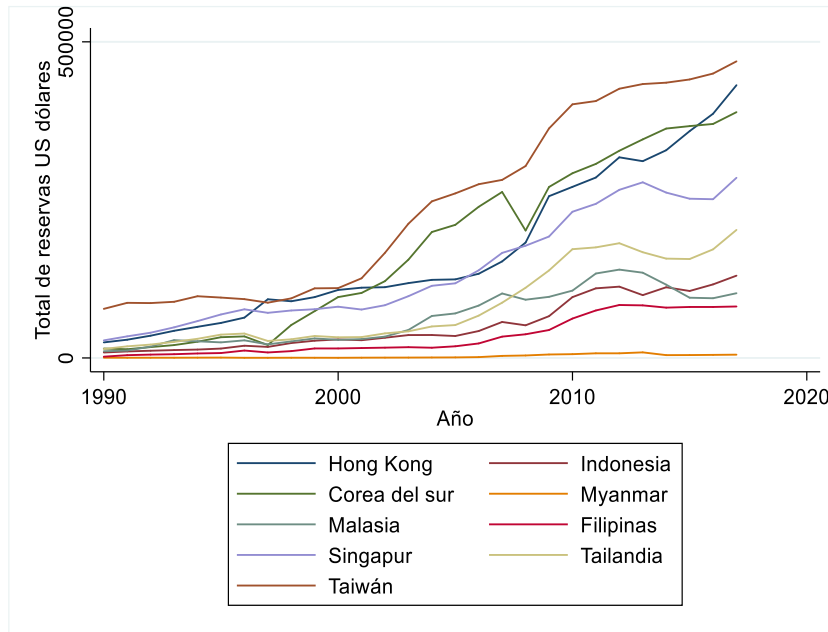
Desde otra óptica, la postura poskeynesiana sostiene que se puede rechazar la postura de la triada incompatible, que considera imposible controlar la tasa de interés y el tipo de cambio en un marco de libre movilidad de capitales (Frenkel, 2006). Sin embargo, existe una condición que permitiría romper esta restricción e implementar las tres esquinas de la triada imposible. Esto sería posible cuando exista un exceso de oferta de moneda extranjera, es decir, un exceso de reservas internacionales.

### **Figura 4.3. Acumulación de reservas en los países del sudeste asiático**

---

<sup>14</sup> El valor de los odds ratios se interpretan de la siguiente manera: si es 1 existe la misma probabilidad de ocurrencia; si es <1 la probabilidad de ocurrencia de 1 es menor que la de 0 y si es >1 la probabilidad de ocurrencia de 1 es mayor que la de 0. Y estos valores se leen en cantidades de veces que es mayor el valor de 1 (depreciada) sobre 0 (apreciada). i.e. si el ratio de controles de capital es 2, quiere decir que es 2 veces más probable que se tengan controles de capital cuando la moneda es devaluada.





Fuente: elaboración propia con datos del IFS

Dado que las economías analizadas presentan una considerable acumulación de reservas internacionales, según la IFS en el 2017 países del sudeste asiático obtuvieron los siguientes valores en millones de dólares: Hong Kong 431441.967 USD; Indonesia 130215.33 USD; Corea del sur 88804.90 USD; Myanmar 5213.96 USD; Malasia 102446.59 USD; Filipinas 81413.50 USD; Singapur 285000.27 USD; Tailandia 202538.29 USD; Taiwán 469158.33, sería posible la implementación de un esquema poskeynesiano que permita las intervenciones esterilizadas de los bancos centrales, controles de capital y coordinación de políticas macroeconómicas, además agregan la tasa de interés establecida por la autoridad monetaria con el objetivo de cumplir con el marco del trilema, es decir, incluir la integración financiera de cada país.

Con relación a la primera de las esquinas del trilema Barbosa et al (2018) establece que el cálculo de las intervenciones bancarias se puede aproximar mediante cantidad de reservas internacionales con las que cuentan cada nación, y dichas reservas se definen como:

$$R_m = \frac{\text{activos extranjeros}_m - \text{pasivos extranjeros}_m - \text{depositos del gobierno}_m}{e_m} \quad (8)$$

Donde *activos extranjeros*<sub>m</sub> que representan a los activos que tienen cada país en el extranjero, *pasivos extranjeros*<sub>m</sub> son los pasivos financieros recibidos del exterior, *depósitos del gobierno*<sub>m</sub> representan las captaciones del Sector Público, particularmente del Gobierno Central en concepto de impuestos o por abonos derivados de colocaciones de títulos valores y *e*<sub>m</sub> es el precio del dólar en términos de moneda nacional. Después se divide entre la oferta monetaria M2<sup>15</sup>, para conocer si es mayor la cantidad de dinero externo que entra a los países o el dinero emitido por los bancos centrales:

$$R2_m = \frac{R_m}{M2_m} \quad (9)$$

Entonces se puede escribir:

$$IntervBC_{p,a} = \sum_1^{12} \frac{1}{12} (R2_{p,a,m} - R2_{p,a,m-1}) \quad (10)$$

En donde *IntervBC*<sub>p,a</sub> representa las intervenciones bancarias de cada país (p) y año (a). Por lo tanto, un número entero positivo de *IntervBC*<sub>p,a</sub> implica un alto grado de intervención, porque el índice será positivo solo si la acumulación de reservas excede el aumento de los agregados monetarios. En tales casos, el Banco Central optaría por moneda extranjera para evitar la sobrevaluación del tipo de cambio ("miedo a la apreciación") (Barbosa, Jayme, & Missio, 2018). De este modo, los choques que reciba el tipo de cambio son contenidos a través de inyectar dinero (que proviene de las reservas) en el mercado con el fin de mantener a la moneda devaluada.

Continuando con el trilema Chinn e Ito (2008) plantean que las fuentes convencionales para calcular los controles de capital están basados en el informe anual del fondo monetario internacional (FMI) sobre los arreglos de tipo de cambio y las restricciones cambiarias (AREAER

---

<sup>15</sup> Una definición amplia de dinero en circulación (M2) incluye a la oferta monetaria M1, es decir, todas las monedas y billetes que circulan una economía. Sin embargo, M2 incluye dos variables importantes. La primera que incluye son los depósitos de los bancos, y la segunda se refiere a los certificados de depósito (CD)

por sus siglas en ingles)<sup>16</sup>, no obstante los autores definen un método común utilizado para superar las deficiencias de las medidas dicotómicas de los controles de capital de las mediciones hechas por el FMI, este implica la construcción de variables que dependen de la proporción de años respecto al periodo examinado para los cuales los países han liberalizado las cuentas de capital utilizando las variables AREAER. Dividen a los controles de capital en cuatro grupos: i) sobre la existencia de múltiples tipos de cambio ( $K_1$ ); ii) la presencia de restricciones en las transacciones de cuenta corriente ( $K_2$ ); iii) las restricciones a las transacciones en la cuenta de capital ( $K_3$ ), iv) los requisitos reglamentarios de la entrega de los ingresos de exportación ( $K_4$ ).

Para centrarse en el efecto de la apertura financiera, en lugar de los controles de capital, Chin e Ito (2008) revierten los valores de estas variables binarias, de modo que las variables son iguales a uno cuando las restricciones de la cuenta de capital son inexistentes. Además, para los controles de las transiciones de capital ( $k_3$ ), se utiliza una modificación ( $SHAREk_3$ ).

$$SHAREk_{3,t} = \left( \frac{k_{3,t} + k_{3,t-1} + k_{3,t-2} + k_{3,t-3} + k_{3,t-4}}{5} \right) \quad (11)$$

Luego se construye un índice para la apertura de capital ( $KAOPEN_t$ ), que es el primer componente principal estandarizado de  $k_1t$ ,  $k_2t$ ,  $SHAREk_3$ ,  $k_4t$ . Este índice adquiere valores más altos cuanto más abierto es el país a las transacciones de capital transfronterizas. Por construcción, la serie tiene una media de cero. “Por la naturaleza de su construcción, se puede argumentar que el índice  $KAOPEN$  mide la extensión de los controles de capital porque puede no referirse directamente a la rigurosidad de las restricciones en las transacciones transfronterizas, sino a la existencia de diferentes tipos de restricciones. Sin embargo, medir la extensión de los controles de capital puede ser un buen indicador de la intensidad de los controles de capital” (Chinn & Ito, 2008).

Respecto a la tercera esquina del trilema Berg y Miao (2010) señalan que existen algunos fundamentales que impactan al crecimiento económico, pero también afectan a los

---

<sup>16</sup> Sin embargo, describen que existen deficiencias sobre este método, las cuales son: 1) no tienen en cuenta la intensidad de los controles de capital; 2) las variables basadas en el FMI están demasiado agregadas para capturar las sutilezas de los controles de capital reales, y 3) es casi imposible distinguir entre controles de jure (que la legislación impone a los flujos de capitales) y de facto (referidos principalmente a diferenciales de tasas de interés) en las transacciones de capital

desalineamientos del tipo de cambio. Estos autores realizan una regresión basada en el modelo de Rodrik (2008), en este sentido encuentra que las variables explicativas de los desalineamientos del tipo de cambio tienen dos efectos, es decir, esta variable dada causa tanto una apreciación de la tasa de cambio de equilibrio como un crecimiento más rápido. Las variables de control que se agregan en el modelo son: consumo de gobierno, productividad, la tasa de desempleo y la inflación.

Cualquier variable que afecte el crecimiento puede hacerlo de manera diferencial entre los sectores comercializables y no comercializables, y por lo tanto sería importante para el tipo de cambio real, tradicionalmente esta es la justificación para utilizar las variables como el consumo del gobierno y la inversión en la ecuación del tipo de cambio real, ya que ambas permiten tomar en cuenta la parte del PIB que se ocupa para impulsar el ingreso, esto debido a que un aumento en los bienes comerciables puede causar una apreciación en el tipo de cambio. Por otro lado, un aumento en la productividad podría llevar a un aumento en los salarios y causar un desequilibrio en los valores de paridad de poder de compra de acuerdo con el efecto Balassa-Samuelson. En el modelo se incluye la tasa de desempleo ya que, de acuerdo a las teorías poskeynesianas un aumento en la tasa de desempleo genera un incremento en los salarios reales haciendo que estos superen sus niveles de equilibrio, lo que provocaría una apreciación en el tipo de cambio real. Un aumento sobre la inflación podría causar una depreciación de la moneda, y una disminución de la tasa de inflación causaría una apreciación en el tipo de cambio, es por ello que es importante incluirla en el modelo de desalineamientos del tipo de cambio, de este modo se puede identificar la estrategia correcta para controlar a las devaluaciones cambiarias.

Se estima un modelo Logit con datos de panel desbalanceado debido a la carencia de datos en los centros de investigación de bases de datos, el periodo que se utiliza es de 1982 a 2017, además se omiten dos países respecto a la muestra para el modelo de crecimiento, los cuales son Myanmar y Taiwán. Se toma en cuenta el trilema expuesto por Barbosa et al. (2018), además de agregar variables de control como: consumo de gobierno, productividad, la tasa de desempleo y la inflación. En adición, se considera la justificación de Berg y Miao (2010) y se suman las variables significativas del modelo de crecimiento del ingreso per cápita, es decir, se consideran el modelo la apertura comercial, el ahorro y la tasa de crecimiento de la población. La estimación econométrica del modelo es la siguiente:

$$DLndev_{it} = IntervBC_{it} + KAopen_{it} + Consgov_{it} + Product_{it} + Tdes_{it} + irr_{it} \\ + Aperturac_{it} + Ahorro_{it} + Tcpop_{it} + u_{it}$$

Donde  $DLndev_{it}$  es la variable dummy 0 en caso de sobrevaluación y 1 para la moneda devaluada;  $IntervBC_{it}$  son las intervenciones bancarias;  $KAopen_{it}$  se refiere a los controles de capital;  $Consgov_{it}$  es el consumo de gobierno;  $Product_{it}$  es la productividad;  $Tdes_{it}$  es la tasa de desempleo;  $irr_{it}$  se refiere a la inflación y  $u_{it}$  es el termino de error estocástico.

**Tabla 4.5 Modelo Logit de desalineaciones del tipo de cambio sobre los países del sudeste asiático**

Variable dependiente: DLndev	Odds Ratios
IntervBC	0.3764161* (-1.77)
KAopen	1.084122 (0.44)
Consgov	47.8243*** (3.87)
Product	2.272025*** (3.59)
Tdes	1.027622 (0.22)
irr	0.4758776 (-0.12)
Aperturac	1.272418 (0.13)
Ahorro	5.150145 (1.74)
Tcpop	0.5611438 (-1.30)

Nota: \*p<0.05; \*\*p<0.01; \*\*\*p<0.001. los valores del estadístico z se encuentran en paréntesis

Fuente: elaboración propia

Las intervenciones bancarias resultan ser significativas, sin embargo, los desalineamientos del tipo de cambio se ven afectados a la baja. Es decir, cuando se genera una intervención esterilizada 0.3764 veces más probable que la moneda se encuentre apreciada, dicho de otro modo, cada vez que un Banco Central (BC) intervino en los mercados y sobre el tipo de cambio ocurría una sobrevaluación de la moneda. Barbosa et al. (2018) mencionan que los BC deben ser cautelosos para implementar cualquier intervención, se deben tomar en cuenta la evolución de la oferta y la demanda de la base monetaria sobre los bienes comerciables y la tasa de interés interna. Este resultado comprueba el “miedo a la apreciación” de los países del sudeste asiático, y en este sentido los bancos centrales intervienen cada que existe una apreciación en el tipo de cambio con el fin de contener los choques en la moneda y poder mantenerla devaluada.

El consumo de gobierno es altamente significativa. Esta variable controla los desalineamientos del tipo de cambio, es decir, por cada unidad que se incremente en el consumo del gobierno es 47.82 veces más probable que se mantenga una devaluación en la moneda. Berg y Miao (2010) mencionan que el consumo del gobierno describe la ecuación del tipo de cambio real, en este sentido generan un gran impacto para impulsar una estrategia con un régimen cambiario devaluado.

La productividad es una variable altamente significativa, lo que indica que mientras una economía del sudeste asiático tenga alta productividad será 2.2720 veces más probable que una economía del sudeste asiático mantenga su moneda devaluada. Mántey (2013) indica que un incremento en la productividad de los países en desarrollo fomenta la devaluación de su moneda local y explica que algunas actividades pueden ayudar a incrementar dicha productividad, por ejemplo, una política de asignación correcta del crédito; que a las empresas exportadoras se les otorgue recursos financieros en moneda nacional a costos y plazos que se adecuen a las mismas; inversión en gasto público como desarrollo de la administración pública; una mejora en los sistemas educativos y de salud.

Por otro lado, los controles de capital tienen un efecto nulo sobre los desalineamientos del tipo de cambio, Barbosa et al. (2018) encuentran que los controles de capital restrictivos en los países del sudeste asiático no aplican como una regla general, es decir, esta política no aplica para todas las economías asiáticas. La tasa de desempleo y la tasa de interés son variables que demuestra integración financiera ya que con el aumento de competitividad entre los mercados las instituciones

financieras tendrían que ofrecer una tasa de interés más alta, no obstante, los resultados las muestran sin significancia estadística. La apertura comercial, el ahorro y la tasa de crecimiento de la población resultan ser variables que afectan al crecimiento del ingreso per cápita, sin embargo, en el modelo de los desalineamientos del tipo de cambio no tiene significancia estadística, lo que indica que para estos modelos no se cumple la hipótesis de Berg y Miao (2010), la cual menciona que las variables del modelo de crecimiento generan un efecto en las desalineaciones cambiarias.

**Tabla 4.6 pruebas estadísticas para el modelo de desalienaciones del tipo de cambio**

Pruebas del modelo	Estadísticas
Wald	23.23
prob>x <sup>2</sup>	0.0057
Rho	0

Fuente: elaboración propia

La prueba de Wald es un test conjunto que indica si las variables del modelo son estimadas correctamente, en este sentido, el valor probabilístico 0.0057 permite rechazar la hipótesis nula, es decir, el modelo se encuentra especificado correctamente. La prueba de LR de rho compara formalmente el estimador agrupado (logit) con el estimador de panel, cuando rho es cero, el componente de varianza a nivel de panel no es importante y el estimador de panel no es diferente del estimador agrupado, dicho de otro modo, el modelo estimado con efectos aleatorios es óptimo para medir a los desalineamientos del tipo de cambio.

En resumen, el crecimiento del ingreso per cápita en las economías del sudeste asiático cumple con la hipótesis de convergencia económica, además, se puede obtener un crecimiento constante en dicho ingreso manteniendo un tipo de cambio real competitivo y generando un gran ahorro. Sin embargo, este crecimiento se ve rezagado mientras exista una gran tasa de crecimiento de la población. Por otro lado, los desalineamientos del tipo de cambio sugieren que las economías del sudeste asiático permiten una fuerte intervención de sus bancos centrales para mantener devaluada la moneda, del mismo modo, muestra que una alta productividad y consumo del gobierno ayudan a mantener un tipo de cambio competitivo.

## Conclusiones

Rodrik (2008) demuestra que los desalineamientos del tipo de cambio son un factor que impulsa el crecimiento del ingreso per cápita de los países en desarrollo. En este trabajo de investigación se concluye que un régimen de política económica que sustente un tipo de cambio real competitivo ha beneficiado el incremento del ingreso per cápita de las economías emergentes en el sudeste asiático, tal es el caso de Hong Kong, Indonesia, Corea del Sur, Myanmar, Malasia, Filipinas, Singapur, Tailandia y Taiwán. Los resultados en materia económica demuestran que en las últimas décadas (1960-2017) su PIB per cápita ha mantenido un crecimiento constante gracias a que han manejado correctamente las contracciones en su moneda. En el mismo sentido, se han apoyado de otras variables de control que han permitido un aumento sobre el ingreso per cápita, por ejemplo, el ahorro. Mientras mayor sea la cantidad de ahorro que tenga un país será claro un incremento en el ingreso, el ahorro interno juega un papel importante en el desarrollo de las economías, ya que les permite tener una fuente de financiamiento para inversiones y estas generalmente se utilizan para generar ingresos futuros.

Por otro lado, también existen variables como la tasa de crecimiento de la población que genera un impacto negativo sobre el crecimiento, es decir, mientras el índice de población aumente es más complicado mantener el desarrollo del ingreso per cápita (Gala, 2008; Missio et al. 2015). Ya que esta variable generalmente exhibe un comportamiento exponencial, es importante tener en consideración su efecto en el ingreso, pues podría actuar como inhibidor para el crecimiento del ingreso.

Es importante mencionar que las estimaciones de esta investigación toman en cuenta el efecto Balassa-Samuelson, el cual indica que si existe un aumento sobre los salarios puede generar un aumento en los bienes comerciables y con ello una apreciación de la moneda. Se demuestra la existencia del efecto “Penn” en las economías desarrolladas asiáticas. Este efecto ha causado que estos países desarrollaran un “miedo a la apreciación”, lo que los obliga a mantener su tipo de cambio devaluado mediante intervenciones esterilizadas de los bancos centrales, ya que este efecto sugiere que un crecimiento de la productividad conlleva a un incremento en la inflación provocando una apreciación en el tipo de cambio real. Sin embargo, el efecto Balassa-Samuelson compromete



la evolución del ingreso per cápita al generar un aumento en los bienes comerciales y que esto afecte a la demanda agregada. El crecimiento del ingreso cumple la hipótesis de convergencia económica, entonces, se puede decir que, en este sector de economías del sudeste asiático, el ingreso per cápita converge a su estado estacionario a través del tiempo. El efecto Balassa-Samuelson son desviaciones que se generan sobre los precios comerciados, se corrige ajustando a través de la paridad de poder de compra, ya que esta elimina las variaciones de los precios y del tipo de cambio.

Mantener un régimen cambiario competitivo resulta favorable para las economías emergentes del sudeste asiático ya que impulsa el crecimiento del ingreso per cápita. Un tipo de cambio depreciado puede generar recursos para la manufactura y proporcionar un impulso al ingreso nacional en la medida en que existan condiciones que generen una mayor productividad. Si mayores ingresos y un crecimiento más rápido en dicha producción respaldan mayores ahorros, entonces será posible financiar mayores niveles de inversión con recursos internos y de este modo mantener un crecimiento constante (Eichengreen, 2008). Gala (2008) demuestra que los países de Asia se han concentrado en una estrategia de crecimiento impulsado por sus exportaciones y evitando apreciaciones de su moneda; además de orientar sus políticas cambiarias en busca de demanda externa, es decir, el tipo de cambio competitivo ha servido para impulsar las exportaciones de los países asiáticos y así mantener un crecimiento constante del ingreso. Por otro lado, Kubota (2011) explica que los desalineamientos del tipo de cambio impulsan el crecimiento per cápita, de este modo, los países que han promovido una mayor apertura comercial, pero manteniendo flexibilidad en el tipo de cambio e intervenciones en el mercado de dinero, han podido tener más éxito al diseñar una política sustentada en una moneda devaluada, respecto a aquellos países proclives a mantener una moneda apreciada.

Considerando los argumentos anteriores resulta de gran importancia medir los desalineamientos del tipo de cambio y las políticas y sus respectivas variables que pueden impulsar o que permitan tener un mejor manejo sobre las devaluaciones de la moneda. Barbosa et al. (2018) fundamentan su postura de política postkeynesiana en el incumplimiento de la triada incompatible, la cual se entiende como una serie de medidas de control (intervenciones esterilizadas de los bancos centrales, controles de capital y una coordinación de políticas económicas) sobre choques que se

generan en el tipo de cambio. Se concluye que los bancos centrales intervienen cada que existe una apreciación en la moneda con el fin de mantener el valor de la moneda, es decir, los BC hacen uso del número de reservas internacionales acumuladas inyectando dinero en el mercado cambiario y así sostener al tipo de cambio real competitivo. Los controles de capital restrictivo no influyen sobre los desalineamientos del tipo de cambio, lo que indica la existencia de una política monetaria expansiva en estos países lo que reduce la tasa de inflación interna y en consecuencia deprecia la moneda. En este sentido se hace alusión a la llamada “trinidad imposible” donde se dice que es teóricamente imposible que teniendo control sobre política monetaria del tipo de cambio se pueda también controlar los flujos de capital, es decir, se incumple el trilema económico.

Por otro lado, respecto a las variables de control que determinan la política de apreciación/depreciación de la moneda se identificó que el consumo de gobierno impulsa las devaluaciones cambiarias, esto es gracias a que un alto consumo fomenta un tipo de cambio real competitivo (Berg y Miao, 2010). Lo anterior se ve reflejado de mejor manera en economías emergentes ya que mantener una moneda devaluada les permite tener mayor libertad financiera, esto debido a que se impulsan la demanda de exportaciones y esto permite tener una mayor cantidad de ahorro interno que ayuda a impulsar mayores niveles de inversión en los países. Del mismo modo, un aumento de la productividad, siendo que para los países en desarrollo dicha productividad se determina por la heterogeneidad de los sectores industrial, agrícola y de servicios bajo políticas económicas heterodoxas, favorece a los desalineamientos del tipo de cambio, ya que reducen los costos de producción internos y se puede tener un mayor control sobre las políticas cambiarias, de este modo, se genera una mayor competitividad en estas economías lo que permite manejar a su moneda, en este caso, buscando mantenerla devaluada.

En las economías del sudeste asiático mantener un tipo de cambio real competitivo les ha permitido aumentar su ingreso per cápita, mediante una política que ha orientado a su moneda en una senda de devaluación, ha permitido aumentar sus exportaciones, del mismo modo, aumentaron su competitividad, la fuerte competitividad de las economías emergentes, en particular las asiáticas, se debe a su capacidad para ofrecer mercancías a un precio más bajo, y se basa entonces en una elevada elasticidad del precio de la demanda (Salama, 2012). Esto se logró al incrementar los salarios reales, y fortalecieron sus políticas monetarias (permitiendo tener una mayor cantidad de

ahorro, reduciendo el desempleo y generando mayor apertura comercial) haciéndolas más independientes. Los desalineamientos del tipo de cambio han sido manejados de manera efectiva por estas economías y esto les permitió generar un crecimiento constante.

Durante las décadas de 1940 a 1990 las economías emergentes del sudeste asiático han presentado un crecimiento económico prometedor. En esos años se creó una cadena de causalidad “favorable al mercado” o “conforme al mercado” en el este de Asia. Desde una mayor competencia y niveles educativos que mejoran rápidamente hasta la promoción del progreso técnico, el crecimiento de la productividad total de los factores (PTF, la cual se define como la diferencia entre la tasa de crecimiento de producción y la tasa media de crecimiento de los factores con la que se obtuvo) y, por ende, la expansión económica (Akyüz et al. 2007). El crecimiento económico del sudeste asiático de las últimas tres décadas se ha debido a la gran acumulación de capital que estos países han generado, un gran aumento en las exportaciones como porcentaje de producción, así como políticas de sustitución de importaciones, también a los grandes avances tecnológicos en estas naciones y un desarrollo de su industria, principalmente de ensamblado y agricultura. Además, gracias a la estabilidad económica que encontraron se creó un entorno macroeconómico favorable a la inversión, esto les permitía contener una presión inflacionaria razonable para mantener la confianza de los inversores. De este modo intentaron eliminar la inversión especulativa, en este contexto crearon medidas para mantener altos niveles en inversiones productivas utilizando controles de salida de capital durante las primeras etapas del desarrollo de estos países, dichas medidas consistieron en inversión en gasto público como desarrollo de la administración pública, una mejora en procurar elevar la competitividad mediante aumentos en la productividad resultantes de externalidades positivas en las empresas (Mantey, 2013).

En conclusión, mantener un tipo de cambio real competitivo ha impulsado el crecimiento de las economías del sudeste asiático (Hong Kong, Indonesia, Corea del sur, Myanmar, Malasia, Filipinas, Singapur, Tailandia y Taiwán), estos países han desarrollado políticas que les permiten tener un buen manejo de los desalineamientos del tipo de cambio y así contener los choques que sufren sus monedas. En la actualidad estos países mantienen un tipo de cambio flexible que les permita tener bajos niveles de inflación y mantener la competitividad para conseguir un aumento en el ingreso per cápita, también les permite impulsar las exportaciones y generar más inversión.

Por otro lado, en el caso de México se ha demostrado que tener una moneda devaluada es perjudicial para el crecimiento económico. “La experiencia mexicana es un recordatorio útil de que no hay razón a priori para esperar una relación positiva entre crecimiento y subvaluación. También sugiere la necesidad de ir más allá de los casos individuales y emprender un análisis empírico más sistemático” (Rodrik, 2008).

En México la política económica actual tiene como principal objetivo evitar las depreciaciones del tipo de cambio. Con el fin de mantener la inflación anclada, de este modo las autoridades económicas se han centrado en mantener un valor nominal del peso frente al dólar de EU. Sin embargo, esto conllevaba a apreciaciones cambiarias que desestabilizaban la balanza de pagos. En este sentido, el problema central de las economías como la de México (la experiencia latinoamericana) radica en que –por sus características estructurales– al preservar el equilibrio interno (mantener baja inflación a través de apreciar el tipo de cambio) generalmente se afecta el equilibrio externo que tarde o temprano afectará al primero y así sucesivamente hasta conformar un círculo vicioso que deteriora dramáticamente la dinámica del desarrollo económico (Loría, 2016). En este sentido, en una economía con metas de inflación es imposible el manejo de un tipo de cambio devaluado. Además, una moneda devaluada afecta a las economías con alta dolarización de pasivos como es el caso de México, esto debido a que las deudas del país están valuadas en dólares, mantener un precio bajo del peso mexicano aumentaría el valor de la deuda.

La experiencia latinoamericana demuestra que mantener un tipo de cambio devaluado en esta región es perjudicial para el crecimiento económico, Kubota (2011) explica que esto se debe a la alta dolarización de pasivos que existe en este grupo de países lo que refleja el comportamiento de las autoridades en la prevención de depreciaciones de la moneda, lo que se conoce como “miedo a flotar”. Barbosa et al. (2018) Mencionan que mientras en Asia la probabilidad de mantener su moneda devaluada está relacionada positivamente con la intervención en el mercado cambiario y la apertura financiera, en Latinoamérica es al contrario, dicho de otra manera, en el sudeste asiático se implementó una estrategia de exportaciones, para así hacerse con capital extranjero, por otro lado, en América latina se intensificó el capital especulativo, siendo así que la intervención del mercado cambiario no puede implementarse.

Sin embargo, existen estrategias que pueden ayudar a solucionar estas problemáticas. De acuerdo con Mántey (2013) se puede mantener un tipo de cambio nominal y estable con el fin de aumentar la competitividad a través de incrementar la productividad de las externalidades positivas de las empresas, por ejemplo, generar una política de asignación correcta del crédito; que a las empresas exportadores se les otorgue recursos financieros en moneda nacional a costos y plazos que se adecuen a las mismas; inversión en gasto público como desarrollo de la administración pública y una mejora en los sistemas educativos y de salud. Además de dar prioridad a la sustitución de importaciones sobre la promoción de exportaciones, a fin de revertir los procesos de desindustrialización que se han observado en varias economías emergentes, tras la liberalización comercial, las políticas dedicadas a sustituir importaciones tienen una gran ventaja, porque se parte de un gran conocimiento local, además de que al sustituir una importación por medio de producto local la inversión que se requiere es menor. Se puede ver que un tipo de cambio devaluado es perjudicial para las economías con alta dolarización de pasivos, no obstante, puede ser contrarrestado con políticas que fortalezcan el crecimiento del mercado interno.

## Anexo 1. Pruebas de correlación y heterocedasticidad

Pruebas del modelo	Estadísticas	Criterio
Wald	23.23	correlación
prob>x^2 Rho	0.0057	
	0	Heterocedati co
BP	0.0000002	

## Anexo 2. Código en R

En este apartado se muestra el código realizado en la consola de R-Studio para realizar los modelos de datos de panel.

```
# Datos de panel
library(plm)
rm(list=ls())
options("scipen"=10, "digits"=4)
datpanel = read.csv(file.choose(), header = T)
attach (datpanel)
View (datpanel)
data = pdata.frame(datpanel, index = c("id.10","year"))
lrer = log(rer)
lrgdpc = log(rgdpc)

# Tasa de crecimiento
lrercc = fitted.values(fijosct)
lnunderval = lrer-lrercc
underval = exp(lnunderval)
rgdpc0 = data$rgdpc
class (rgdpc0)
rrgdpc = lag(rgdpc0,1)
growth = (rgdpc-rrgdpc)/(rrgdpc)
View(growth)
lrgdpc01 = log(rgdpc0)
lrgdpc1 = lag(lrgdpc01,1)

#Modelo agrupado para el crecimiento
pool<-plm(growth~lrgdpc1+lnunderval+csh_g+open+savings+hc+tcpop, data = data, model =
"pooling")
```

```

summary(pool)
#prueba bp
plmtest(pool, type=c("bp"))

# Modelo de efectos fijos para el crecimiento
fijosa=plm(growth~lrgdpc1+lnunderval+csh_g+open+savings+hc+tcpop+y.63+y.64+y.65+y.66+
y.67+y.68+y.69+y.70+y.71+y.72+y.73+y.74+y.75+y.76+y.77+y.78+y.79+y.80+y.81+y.82+y.83
+y.84+y.85+y.86+y.87+y.88+y.89+y.90+y.91+y.92+y.93+y.94+y.95+y.96+y.97+y.98+y.99+y.0
0+y.01+y.02+y.03+y.04+y.05+y.06+y.07+y.08+y.09+y.10+y.11+y.12+y.13+y.14+y.15+y.16+y.
17, data= data, model= "pooling")
summary(fijosa)
#prueba F rstringida
pFtest(fijosa, pool)

# Modelo de efectos aleatorios
random<-plm(growth~lrgdpc1+lnunderval+csh_g+open+savings+hc+tcpop, data = data, model =
"random")
summary(random)
#Prueba Hausman
phtest(fijosa, random)

#pruebas modelo efectos fijos
#Prueba de correlacion
pbgtest(fijosa)

#prueba de heterocedasticidad
library(lmtest)
bptest(fijosa, data=data, studentize= F)

# Matriz de covarianzas robustas
coefest(fijosa, vcovHC

```



### Anexo 3. Código en STATA

En este apartado se presenta el código en el software estadístico STATA para realizar el modelo Logit con datos de panel.

\*Comando es para declarar las variables como datos de panel

```
xtset id year
```

```
*****MODELO LOGIT
```

```
gen lrgdpcr1 = lrgdpc[_n-1]
```

```
gen undervalr = dumlunderval[_n-1]
```

```
gen lcsch_g = log(csch_g)
```

```
gen lmr = log(mr)
```

```
gen kopen = kaopen*(-1)
```

```
gen lproduc = log(produc)
```

```
gen lsavings = log(savings)
```

```
gen ltcpop = log(tcpop)
```

```
gen lpop = log(pop)
```

```
gen dlpop = lpop[_n]-lpop[_n-1]
```

```
*** Pruebas para el modelo LOGIT
```

```
xtlogit dumlunderval mr kopen lcsch_g produc unemp irr,or noconstant
```

```
xtlogit dumlunderval mr kopen lcsch_g irr open lsavings hc tcpop,or noconstant
```

```
xtlogit dumlunderval lrgdpcr1 mrd kopen lcsch_g irr open lsavings hc tcpop,or noconstant
```

```
xtlogit dumlunderval mr kopen lcsch_g irr open lsavings hc tcpop,or noconstant
```

```
xtlogit dumlunderval mr kopen lcsch_g irr open lsavings hc ltcpop,or noconstant
```

```
xtlogit dumlunderval mr kopen lcsch_g irr open lsavings hc dlpop,or noconstant
```

```
xtlogit dumlunderval mr kopen lcsch_g irr open lsavings dlpop,or noconstant
```

```
xtlogit dumlunderval mr kopen lcsch_g lproduc unemp irr open lsavings dlpop,or noconstant
```

```
xtlogit dumlunderval mr kopen lcsch_g lproduc unemp irr open lsavings,or noconstant
```

```
xtlogit dumlunderval mr kopen lcsch_g lproduc unemp irr open lsavings dlpop,or noconstant
```

```
xtlogit dumlunderval lmr kopen lggob lproduc unemp irr lsavings dlpop,or noconstant
```

```
*****Modelos finales
```

```
xtlogit dumlunderval lmr kopen lsh_g lproduc unemp irr open lsavings dlpop, noconstant
```

```
** Odss Ratios
```

```
xtlogit dumlunderval lmr kopen lsh_g lproduc unemp irr open lsavings dlpop,or noconstant
```

## Bibliografía

- Agresti, A. (2007). *An Introduction to Categorical Data Analysis*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Agresti, A. (2013). *Categorical Data Analysis* (Tercera ed.). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Aizenman, J., & Ito, H. (2014). The More Divergent, the Better? Lessons on Trilemma Policies and Crises for Asia . *Asian Development Review* , 21-54.
- Akyüz, Y., Chang, H.-J., & Kozul-Wright, R. (2007). New perspectives on East Asian development. *The Journal of Development Studies*, 4-36.
- Allison, P. (13 de Febrero de 2013). *What's the Best R-Squared for Logistic Regression?* Recuperado el 15 de Julio de 2020, de Statistical Horizons: <https://statisticalhorizons.com/r2logistic>
- Aizenman, J. (2010). The Impossible Trinity (aka The Policy Trilemma). *The Encyclopedia of financial globalization* , 1-22.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester, England: John Wiley & Sons.
- Banxico. (06 de febrero de 2020). *¿Cómo podemos saber si un país se encuentra económicamente bien?* Recuperado el 12 de Mayo de 2020, de Banxico educa: <http://educa.banxico.org.mx/economia/crecimiento-economia.html>
- Barbosa, S. L., Jayme, F. G., & Missio, F. J. (2018). Managing real exchange rate for economic growth: Empirical evidences from developing countries. *Journal of post Keynesian Economics*, 598-619.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (2004). Una breve historia de la teoría moderna del crecimiento económico . En R. J. Barro, & X. Sala-i-Martin, *Economic Growth* (pág. 660). Cambridge: The MIT press.
- Berg, A., & Miao, Y. (2010). The Real Exchange Rate and Growth Revisited: The Washington Consensus Strikes Back? . *IMF Working Paper*, 1-25.
- Beuren, I. M., & Rodrigues Ribero, F. (2014). Relación entre composición del gasto público y crecimiento económico de los países de América Latina. *Invenio*, 65-87.

- Boerger, L. (16 de Diciembre de 2016). *Economía Neoclásica*. Recuperado el 21 de Febrero de 2020, de Exploring Economics: <https://www.exploring-economics.org/es/orientacion/economia-neoclasica/>
- Bresser-Pereira, L. C., & Gala, P. (2008). ¿Por qué el ahorro externo no promueve el crecimiento? *Investigación económica*, 107-130.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. New York: Cambridge University Press.
- Caballero, F. F. (2011). Selección de Modelos Mediante Criterios de Información en el Análisis Factorial. Aspectos Teóricos y Computacionales. *"Tesis Doctoral"*. Universidad de Granada, Granada.
- Camarero, L., Almazán, A., & Mañas, B. (2013). Regresión Logística: Fundamentos y aplicación a la investigación sociológica. *"Texto elaborado por el equipo docente para la asignatura Análisis Multivariante"*. Departamento de sociología I, UNED, Ciudad de México. Obtenido de [https://www2.uned.es/socioestadistica/Multivariante/Odd\\_Ratio\\_LogitV2.pdf](https://www2.uned.es/socioestadistica/Multivariante/Odd_Ratio_LogitV2.pdf)
- Cerda, J., Vera, C., & Rada, G. (2013). Odds ratio: Theoretical and practical issues. *Revista medica de Chile*, 1329-1335.
- Chinn, M., & Ito, H. (2008). A New Measure of Financial Openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, 1-19.
- Concha, A., & Taborda, R. (2014). Insurance use and economic growth in Latin America. Some panel data evidence. *Lecturas de Economía*, 31-45.
- De Gregorio, J. (2012). *Macroeconomía Teoría y políticas*. Santiago: Pearson-Educación.
- Dollar, D. (1992). Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-1985. *Economic Development and Cultural Change*, 523-544.
- Dvoskin, A., & Feldman, G. D. (2015). Efectos sobre la relación entre el crecimiento económico y el tipo de cambio real. En A. Bárcena, A. Prado, & M. Abeles, *Estructura Productiva y Política macroeconómica Enfoques heterodoxos de América Latina* (pág. 277). Santiago: Libros de la CEPAL.
- Edwards, S. (1989). Exchange rate misalignment in developing countries. *The World Bank*, 1-21.
- Eichengreen, B. (2008). The Real Exchange Rate and Economic Growth. *Commission on Growth and Development*, 1-48.
- Frenkel, R. (2007). The Sustainability of Monetary Sterilization Policies. *CEPAL Review*, 29-36.

- Frenkel, R. (2008). Tipo de cambio real competitivo, inflación y política monetaria . *Revista de la Cepal* 96, 11.
- Frenkel, R., & Taylor , L. (2006). Real Exchange Rate, Monetary Policie and Employment: Economic Development in a Garden of Forking Paths. *Political Economic Research Institue*, 1-20.
- Gala, P. (2008). Real exchange rate levels and economicdevelopment: theoretical analysis andeconometric evidence. *Cambridge Journal of Economics*, 273-288.
- Galindo, L. M., & Ros, J. (2005). Banco de México: política monetaria de metas de inflación. *EconomíaUNAM*, 82-88.
- Gouvea, R. R., & Lima, G. T. (2010). Structural change, balance-of-payments constraint, and economic growth: evidence from the multisectoral Thirlwall's law. *Journal og Post Keynesian Economics*, 169-204.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. New Jersey: Pearson Education.
- Greene, W., & McKenzie, C. (Septiembre de 2012). *LM Tests for Random Effects*. Recuperado el 16 de Julio de 2020, de nyu.edu: [http://web-docs.stern.nyu.edu/old\\_web/economics/docs/workingpapers/2012/Greene-LMTestsRandomEffects\\_Sept2012.pdf](http://web-docs.stern.nyu.edu/old_web/economics/docs/workingpapers/2012/Greene-LMTestsRandomEffects_Sept2012.pdf)
- Groningen Growth and Development Centre. (24 de Junio de 2020). *Data Planet*. Obtenido de Data planet a SAGE Publishing Resource: <https://data-planet.libguides.com/PennWorldTables>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics*. Ciudad de México: McGraw Hill.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2010). *Econometría*. México DF: The McGraw-Hill.
- Gutierrez, A. (2007). América Latina, el desarrollo económico limitado por la volatilidad e inestabilidad financiera. *Economía internacional y desarrollo*, 198-225.
- Heath, J. (2012). Tipo de cambio. En J. Heath, *Lo que indican los indicadores Cómo la información estadística para entender la realidad económica de México* (págs. 217-227). Aguascalientes: Instituto Nacional de Estadística y GeografíaEdificio Sede.
- Hernández Villalobos, J. (2001). La influencia del tipo de cambio en la distribución del ingreso desde la perspectiva de la teoría neoclásica y la teoría fundamentada en el análisis keynesiano de la demanda efectiva. (*Tesis de licenciatura*). Universidad Nacional Autonoma de México, Ciudad de México.

- Hosmer, D. W., & Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression*. Hoboken: John Wiley & Sons Inc.
- Kubota, M. (2011). Assessing real exchange misalignment. *The world bank*, 1-73.
- Llano, L. R., & Mosquera, V. (2006). El Modelo Logit una Alternativa para Medir Probabilidad de Permanencia Estudiantil. (*Especialista en Ingeniería Financiera*). Universidad Nacional de Colombia. Facultad de Administración, Manizales.
- Loría, E. (2016). México: Crecimiento económico restringido y tipo de cambio, 1950-2014. *Revista Latinoamericana de Economía*, 133-160.
- Magud, N., Reinhart, C., & Rogoff, K. (2011). Capital controls; Myth and Reality - A Portfolio Balance Approach. *National Bureau of Economic Research*.
- Mántey, G. (2009). Intervención esterilizada en el mercado de cambios en un régimen de metas de inflación: la experiencia de México. *Investigación Económica*, 47-78.
- Mantey, G. (2013). ¿Conviene flexibilizar el tipo de cambio para mejorar la competitividad? *Problemas de economía*, 9-32.
- Mendoza, M. Á., & Quintana, L. (12 de Marzo de 2016). *Econometría aplicada usando R*. Obtenido de Saree.com.mx: [https://docs.google.com/viewerng/viewer?url=http://saree.com.mx/econometriaR/sites/default/files/Cap15\\_MiguelM\\_LuisQ.pdf](https://docs.google.com/viewerng/viewer?url=http://saree.com.mx/econometriaR/sites/default/files/Cap15_MiguelM_LuisQ.pdf)
- Missio, F. J., Jayme, F., Britto, G., & Oreiro, J. L. (2015). Real exchange rate and economic growth: new empirical evidence. *John Wiley & Sons*, 686-714.
- Mohsen, B.-O., Souphala, C., & Magda, K. (2002). Are devaluations contractionary in Asia? *Journal of Post Keynesian Economics*, 69-82.
- Montero, R. (2011). Efectos fijos o aleatorios: test de especificación. *Documentos de Trabajo en Economía Aplicada*.
- Oberto, C. (26 de Abril de 2018). *moduloestadistica*. Obtenido de moduloestadistica.wordpress.com: <https://modulodeestadistica.wordpress.com/curva-operador-receptor-roc/>
- Pinilla, D., Jiménez, J., & Montero, R. (2013). Gasto público y crecimiento económico. Un estudio empírico para América Latina. *Cuadernos de Economía*, 181-210.

- Quintana Carrillo, R. H. (2006). El tipo de cambio en México, análisis a través de la paridad del poder de compra para el periodo 1980-2005. (*Tesis de Maestría*). Universidad Autónoma de México, CDMX.
- Rabanal, C. (2016). Hipótesis sobre la convergencia económica: una revisión de los enfoques utilizados. *Revista Economía y Administración*, 114-132.
- Rajan, R. S. (2012). Management of exchange rate regimes in emerging Asia. *Review of Development Finance* 2, 53-68.
- Rapetti, M. (2011). Macroeconomic Policy Coordination in a Competitive Real Exchange Rate Strategy for Development. *Economics Department Working Paper Series*, 1-31.
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Economic Activity*, 365-439.
- Rosas, E. (2011). Intervención esterilizada en los mercados de cambio de América Latina: Brasil, Chile y Mexico. *Revista Problemas del Desarrollo*, 97-122.
- Salama, P. (2012). Globalización comercial: desindustrialización prematura de América Latina e industrialización en Asia. *Comercio exterior*, 34-44. Obtenido de [http://revistas.bancomext.gob.mx/rce/magazines/151/7/Nov-Dic\\_34-44.pdf](http://revistas.bancomext.gob.mx/rce/magazines/151/7/Nov-Dic_34-44.pdf)
- Soon, S.-V., Baharumshah, A. Z., Md. Shariff, N. S., & Ibrahim, S. (2017). Currency Crises and Purchasing Power Parity in the Asian Countries: Evidence Based on Second-Generation Panel Unit-Root Tests. *Malaysian Journal of Economic Studies*, 41-59.
- Valle, B. (2017). Curvas ROC (Receiver- operating- characteristic) y sus aplicaciones. "*Grado de matemáticas*". Universidad de Sevilla, Sevilla.
- Vieira, F. V., & MacDonald, R. (2012). A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth. *Estudos Econômicos*, 433-456.
- Williams, R. (12 de Enero de 2020). *Categorical Data Analysis*. Obtenido de University of Notre Dame: <https://www3.nd.edu/~rwilliam/xsoc73994/index.html>
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. London: The MIT Press.