

COLEGIO DE POSTGRADUADOS

INSTITUCIÓN DE ENSEÑANZA E INVESTIGACIÓN EN CIENCIAS AGRÍCOLAS

CAMPUS MONTECILLO

POSTGRADO EN SOCIOECONOMÍA, ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA

ESTADÍSTICA

MODELO LOGIT MULTINOMIAL PARA ANALIZAR LA ELECCIÓN DE RÉGIMEN CAMBIARIO EN AMÉRICA

ANYINSSAN NAVA SÁNCHEZ

T E S I S

PRESENTADA COMO REQUISITO PARCIAL

PARA OBTENER EL GRADO DE:

MAESTRO EN CIENCIAS

MONTECILLO, TEXCOCO, ESTADO DE MÉXICO

2021

La presente tesis titulada: **Modelo logit multinomial para analizar la elección de régimen cambiado en América**, realizada por el alumno **Anyinssan Nava Sánchez**, bajo la dirección del Consejo particular indicado, ha sido aprobada por el mismo y aceptada como requisito parcial para obtener el grado de:

MAESTRO EN CIENCIAS
SOCIOECONOMÍA, ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA
ESTADÍSTICA

CONSEJO PARTICULAR:

CONSEJERO



Dr. Juan Manuel Romero Padilla

ASESOR



Dr. Gustavo Ramírez Valverde

ASESOR



M.C. José de la Luz Ibarra lozano

Montecillo, Texcoco, Estado de México, junio de 2021.

MODELO LOGIT MULTINOMIAL PARA ANALIZAR LA ELECCIÓN DE RÉGIMEN CAMBIARIO EN AMÉRICA

Anyinssan Nava Sánchez, M.C.

Colegio de Postgraduados, 2021

RESUMEN

Esta investigación analiza la elección de régimen cambiario en los países de América, se considera dos escenarios, uno para América Latina y otro para América completa que incluye a Estados Unidos y Canadá, con lo anterior se trató de identificar diferencias en los factores que determinan la elección de régimen cambiario cuando son considerados países desarrollados. El análisis se realizó a través de modelos logit multinomial, se consideró como variable de respuesta cuatro regímenes de cambio: fijo, intermedio, flexible y otro. El régimen cambiario fue modelado con diferentes variables públicas de factores monetarios, públicos, históricos y económicos (macro y estructurales). El periodo analizado comprende los años 2000 a 2019, primeramente, se realizó una estimación general con todas las variables explicativas disponibles y posteriormente se analizó segmentando las variables explicativas en tres grupos de factores determinantes: Teoría del Área Monetaria Óptima (OCA, sus siglas en ingles), Tipos de Shock y Riesgos de crisis cambiaria. Se observó que las variables balance fiscal y apertura fueron significativas en ambos escenarios, la variable tamaño de la economía tuvo un efecto similar en América y América Latina, la oferta monetaria que fue significativa para América no lo fue para Latinoamérica y la variable deuda externa fue significativa en Latinoamérica pero no en América, con lo anterior se muestra que existen algunas diferencias entre la elección de regímenes cambiarios entre países desarrollados y no desarrollados. Finalmente se estimó las probabilidades de elección de escenarios. La gran mayoría de las conclusiones obtenidas concuerdan con lo establecido en la teoría económica.

Palabras claves: Teoría OCA, Tipos de Shock, Riesgos de crisis cambiaria, modelo multinomial, modelo lineal generalizado.

MULTINOMIAL LOGIT MODEL TO ANALYZE THE CHOICE OF EXCHANGE RATE REGIME IN AMERICA

Anyinssan Nava Sánchez, M.C.

Colegio de Postgraduados, 2021

ABSTRACT

This research analyzes the choice of exchange rate regime in the countries of America, considering two scenarios, one for Latin America and another one for America that includes the United States and Canada, it was tried to identify differences in the factors that determine the choice of exchange regime when they are considered developed countries. The analysis was carried out through multinomial logit models, four change regimes were considered as response variables: fixed, intermediate, flexible and other. The exchange rate regime was modelled with different public variables of monetary, public, historical and economic factors (macro and structural). The analyzed period was from 2000 to 2019, firstly, a general estimate was made with all the available explanatory variables and later it was analyzed by segmenting the explanatory variables into three groups of determining factors: theory of the Optimal Monetary Area, Types of Shock and Risks of currency crisis. It was observed that the variables fiscal balance and openness were significant in both scenarios, the variable size of economy had a similar effect in America and Latin America, the money supply that was significant for America was not for Latin America and the variable external debt was significant in Latin America but not in America, it is shown that there are some differences between the choice of exchange rate regimes between developed and undeveloped countries. Finally, the probabilities of choice of scenarios were estimated. The vast majority of the conclusions obtained agree with what is established in economic theory.

Key words: OCA theory, Types of Shock, Risks of currency crisis, multinomial model, generalized linear model.

AGRADECIMIENTOS

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) por el apoyo económico brindado durante el transcurso de mis estudios de maestría.

Al colegio de Postgraduados y el Posgrados en Estadística, por darme la oportunidad de continuar con mi formación académica.

Al Dr. Juan Manuel Romero Padilla, por el tiempo, dedicación, interés y consejos durante el desarrollo de la presente investigación.

Al Dr. Gustavo Ramírez Valverde, por sus valiosas aportaciones y enseñanzas académicas.

Al M.C. José de la Luz Ibarra lozano, por su apoyo, aportaciones y enseñanzas.

DEDICATORIA

A Dios, luz y fortaleza en mi camino.

A mis padres, Iselda y Ángel por su amor y apoyo incondicional en los proyectos de mi vida.

A mi hermano, Elmer, por ir paso a paso conmigo y por ayudarme en todas las situaciones que he enfrentado.

A mis hermanas, Jazmín y Fanny, por su apoyo y por ser el motivo de brindar un ejemplo.

A todos mis familiares y amigos que de alguna forma me acompañaron y ayudaron durante esta etapa.

CONTENIDO

RESUMEN	iii
ABSTRACT	iv
LISTA DE CUADROS	x
LISTAS DE FIGURAS	xi
CAPÍTULO 1: INTRODUCCIÓN	1
CAPÍTULO 2: OBJETIVOS	7
2.1 General	7
2.2 Específicos	7
CAPITULO 3: MODELO LINEAL GENERALIZADO	8
3.1. Componente aleatorio	8
3.2 Componente sistemático	8
3.3 Función enlace	9
3.4. Familia exponencial	9
3.5. Distribuciones Poisson, binomial, y normal en la familia exponencial	11
3.6. Verosimilitud y distribuciones asintóticas para glms	14
3.7. Ecuaciones de verosimilitud para un glm.....	14
CAPÍTULO 4. MODELOS DE RESPUESTA MULTINOMIAL	16
4.1. Modelo de utilidad aleatoria	16
4.2. Respuestas nominales: modelos logit de categoría base	18
4.3. Modelo Logit-Multinomial, logits de categoría base	19
4.4. El modelo logit-multinomial de categoría base como un glm multivariado.....	21
4.5. Ajuste de modelo logit-multinomial de categoría base	22

4.6. Devianza e inferencia para modelos multinomiales	24
4.7. Modelos de elección discreta.....	26
4.8. Modelos logit multinomial como un modelo de elección discreta	27
CAPÍTULO 5: METODOLOGÍA.....	29
5.1. Un enfoque logit multinomial.....	29
5.2. Datos.....	31
5.3. Implementación en software R	33
CAPÍTULO 6: RESULTADOS	35
6.1. Estimaciones generales.....	35
6.2. Estimaciones para grupos de factores determinantes.....	38
6.3. Estimaciones generales (variables significativas)	42
6.4. Estimaciones para grupos de factores determinantes (variables significativas)	44
6.5. Análisis grafico para América	47
6.5. Análisis grafico para América Latina.....	50
CAPÍTULO 7: CONCLUSIONES	54
CAPÍTULO 8: BIBLIOGRAFÍA	57
ANEXOS.....	59
Anexo 1. Dirección web de las variables explicativas	59
Anexo 2. Códigos en R.....	59
Anexo 2.1. Ajuste del modelo general.....	60
Anexo 2.2 Ajuste del modelo por grupos de factores	60
Anexo 2.3 Ajuste del modelo general (variables significativas)	62

Anexo 2.4 Ajuste del modelo por grupos de factores (variables significativas).....	62
Anexo 2.5 Ajuste del modelo general con categoría base “Flexible” (variables significativas)	63
Anexo 2.6 Ajuste del modelo por grupos de factores con categoría base “Flexible” (variables significativas)	64
Anexo 3. Ajuste de las gráficas post estimación	65
Anexo 4. Estimaciones generales con categoría base “Flexible” (variables significativas).....	68
Anexo 4.1. América. (Variables significativas) 2000-2019.....	68
Anexo 4.2. América Latina. (Variables significativas) 2000-2019.	69
Anexo 5. Estimaciones para grupos de factores determinantes con categoría base “Flexible” (variables significativas)	70
Anexo 5.1. América.2000-2019. (variables significativas) Teoría del área de moneda óptima.....	70
Anexo 5.2. América Latina.2000-2019. (variables significativas)Teoría del área de moneda óptima.....	70
Anexo 5.3. América. 2000-2019. (variables significativas) Tipos de shock.....	71
Anexo 5.4. América Latina. 2000-2019. (variables significativas) Tipos de shock.	71
Anexo 5.5. América 2000-2019. (variables significativas) Riesgos de crisis cambiaria.....	72
Anexo 5.6. América Latina 2000-2019. (variables significativas) Riesgos de crisis cambiaria.	72

LISTA DE CUADROS

Cuadro 1. Encuesta de variables explicativas en la literatura empírica (un coeficiente positivo indica una tendencia hacia un régimen de tipo de cambio flexible).	3
Cuadro 2. Algunas distribuciones comunes de la familia exponencial.....	10
Cuadro 3. Media y Varianza para algunas distribuciones comunes de la familia exponencial. ...	11
Tabla 4. Función vinculo para algunos miembros de la familia exponencial.....	13
Cuadro 5. Clasificaciones que utilizan los sistemas 1998 y 2009.....	32
Cuadro 6. Variables explicativas.....	33
Cuadro 7. América. 2000-2019.....	36
Cuadro 8. América Latina. 2000-2019.....	37
Cuadro 9. América.2000-2019.Teoría del área de moneda óptima.....	38
Cuadro 10. América Latina. 2000-2019.Teoría del área de moneda óptima.....	39
Cuadro 11. América. 2000-2019. Tipos de shock.....	39
Cuadro 12. América Latina.2000-2019. Tipos de shock.....	40
Cuadro 13. América 2000-2019. Riesgos de crisis cambiaria.....	41
Cuadro 14. América Latina. 2000-2019. Riesgos de crisis cambiaria.....	41
Cuadro 15. América. (Variables significativas) 2000-2019.....	43
Cuadro 16. América Latina. (Variables significativas) 2000-2019.....	44
Cuadro 17. América. 2000-2019. (variables significativas) Tipos de shock.....	45
Cuadro 18. América Latina. 2000-2019. (variables significativas) Tipos de shock.....	45
Cuadro 19. América 2000-2019. (variables significativas) Riesgos de crisis cambiaria.....	46
Cuadro 20. América Latina. 2000-2019. (variables significativas) Riesgos de crisis cambiaria.....	46

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. América. Probabilidades estimadas para diferentes valores de tamaño de economía	48
Figura 2. América. Probabilidades estimadas para diferentes valores de apertura	49
Figura 3. América. Probabilidades estimadas para diferentes valores de balance fiscal	49
Figura 4. América. Probabilidades estimadas para diferentes valores de oferta monetaria	50
Figura 5. América Latina. Probabilidades estimadas para diferentes valores de tamaño de economía	51
Figura 6. América Latina. Probabilidades estimadas para diferentes valores de apertu	51
Figura 7. América Latina. Probabilidades estimadas para diferentes valores de balance fiscal.	52
Figura 8. América Latina. Probabilidades estimadas para diferentes valores deuda externa	53

CAPÍTULO 1: INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio puede definirse como el valor de la moneda de una nación frente a la moneda de otra nación o zona económica. Debido a que el tipo de cambio es muy importante en la economía de los países, la elección del régimen cambiario es una de las decisiones económicas más importantes que cualquier autoridad económica debe enfrentar en la actualidad. En el afán de hallar factores determinantes que expliquen esta decisión, ha surgido una amplia variedad de literatura alrededor de este tema.

Los primeros acercamientos a la búsqueda de los factores determinantes recaen en la teoría del Área Monetaria Óptima (OCA, por sus siglas en inglés: The Optimum Currency Area), formulada por Mundell (1961). Esta teoría formula que la ubicación geográfica, movilidad laboral, la apertura con movilidad de capital, precios flexibles y los shocks intrínsecos son los principales determinantes del régimen cambiario. Desde esta perspectiva se observa el tipo de cambio como un dispositivo de cambio de gastos y desarrolla una lista de criterios para favorecen las ventajas de los regímenes de tipo de cambio fijo en países pequeños y abiertos.

El modelo Mundell-Fleming intenta describir una economía abierta a través de la relación del tipo de cambio nominal y la producción de una economía (Mundell, 1961). La reformulación de este modelo por Poole (1970) realza que el carácter de los shocks (real o monetario, externo o interno) determina el papel de los tipos de cambio y por ende la decisión de elegir un determinado régimen cambiario.

Partiendo del análisis de Barro y Gordon (1983) sobre la credibilidad de la política monetaria, la década de los 80 contiene literatura que analiza la posibilidad de utilizar los tipos de cambio como ancla nominal para mejorar la credibilidad de los esfuerzos de la autoridad monetaria interna para contener la inflación (Giavazzi y Pagano, 1988).

La introducción explícita de un agente decisor en los modelos, abrió la puerta a una nueva línea de trabajo identificada con la economía política, en la que la elección del régimen se relaciona con las características de las instituciones y los incentivos del decisor (Edwards (1996), citado en Álvarez et al., 2011).

Alivey (2014) menciona que la visión política destaca los factores políticos como determinantes del régimen cambiario. Los países menos desarrollados en general son países más corruptos y tienen un mayor nivel de burocracia, por lo tanto, necesitan tener una moneda estable para atraer inversionistas internacionales y posiblemente brindar oportunidades ilegales a miembros influyentes de la sociedad. Caso contrario, en los países más democráticos, los gobiernos están más interesados en influir en la economía y, por lo tanto, es más probable que utilicen regímenes flexibles.

En los últimos años del siglo XX y principios del XXI se presencié en el mundo un proceso de liberalización financiera y notables ajustes de elección cambiaria. En este contexto, Alivey (2014) argumenta que la visión financiera se basa en la hipótesis de la trinidad imposible, según la cual solo se pueden alcanzar dos de tres objetivos: estabilización del tipo de cambio, libre movilidad de capital y política monetaria independiente. La reciente profundización e innovación financiera global disminuyó la efectividad de los controles de capital. En presencia de la libre movilidad del capital, el dilema de la trinidad imposible se reduce a la visión bipolar de los regímenes de tipo de cambio, que define un régimen de tipo de cambio fijo y una compensación de política monetaria independiente.

La investigación se ha inclinado por el trabajo teórico, se ha tratado de analizar la relevancia empírica de variables identificadas en modelos teóricos, se han incluido variables referentes a las características de instituciones y al sistema político, así como también, se han incluido variables de apertura financiera en el análisis de la elección del régimen cambiario (Álvarez et al., 2007).

En la búsqueda constante de factores determinantes del régimen cambiario, Álvarez et al. (2007) revisa 41 artículos en este campo de investigación, el cuadro 1 muestra las principales variables explicativas utilizadas en los 41 estudios revisados y los hallazgos empíricos con respecto a la probabilidad de que dichas variables sean significativas y correlacionadas positivamente con la elección de un régimen cambiario de libre flotación o flexible.

Cuadro 1. Encuesta de variables explicativas en la literatura empírica (un coeficiente positivo indica una tendencia hacia un régimen de tipo de cambio flexible).

Variables explicativas		Positivo (+)	Negativo (-)	No significativo	Total
Factores teóricos del área de moneda óptima	Apertura	12	19	10	41
	Desarrollo económico	10	5	6	21
	Tamaño de la economía	21	2	5	28
	Diferencial de inflación	5	2	5	12
	Movilidad de capital	0	4	3	7
	Concentración comercial geográfica	5	9	7	21
	Integración financiera internacional	5	2	4	11
Otros factores (macro, externa y estructural	Crecimiento	4	3	1	8
	Crecimiento negativo	1	1	0	2
	Inflación	8	3	4	15
	Inflación moderada a alta	2	4	0	6
	Reservas	4	9	10	23
	Control de capital	4	5	6	15
	Volatilidad de los términos de intercambio	3	2	4	9
	Variabilidad en el crecimiento de las exportaciones	2	0	0	2
	Apertura de variabilidad externa	0	1	0	1
	Volatilidad del tipo de cambio real	3	2	1	6
	Diversificación del producto	3	3	3	9
	Cuenta corriente	2	3	1	6
	Deuda externa	5	6	0	11
	Crecimiento del crédito interno	5	4	1	10
	Shock monetarios	2	3	1	6
	Shocks de precios extranjeros	2	0	1	3
	Desarrollo financiero	4	4	1	9
Balance Fiscal	0	2	0	2	
Saldo del gobierno central	0	0	2	2	
Factores históricos y políticos	Inestabilidad política	10	1	4	15
	Independencia del banco central	1	0	1	2
	Partido en el cargo tiene mayoría	2	4	0	6
	Número de partidos en coalición	1	0	1	2
	Gobierno de coalición	1	0	2	3
	Régimen político (Dem / Dic)	4	1	2	7
	Sistema electoral (proporcional / M)	2	0	0	2
Política fiscal expansiva	0	1	0	1	

Fuente: Álvarez et al. (2007).

La presente investigación adopta como estrategia de análisis el modelo logit multinomial, conocido también como modelo logit de categoría base para examinar el impacto de varios factores macroeconómicos en la elección de régimen cambiario en los países de América Latina, Estados Unidos y Canadá. La clasificación del régimen cambiario que se analiza está dividida en 4 categorías: fijo, intermedio, flexible y otro. Esta información es proporcionada por el Fondo monetario internacional (FMI).

El tipo de cambio fijo, es aquel en el que la divisa de un país se fija respecto a la de otro país, una cesta de divisas o alguna otra unidad de valor como el oro. Para mantener el tipo de cambio bajo este régimen, el banco central ha de intervenir en el mercado de divisas y en los tipos de interés.

Los tipo cambio flexibles son regímenes cambiarios determinados por la oferta y demanda globales de una divisa, y por lo tanto no están fijados ni controlados por los bancos centrales.

Existe un esquema intermedio entre un régimen cambiario fijo y uno flexible. Un caso sería cuando la autoridad monetaria fija una banda cambiaria en la cual deja que el tipo de cambio se mueva libremente. Cuando el tipo de cambio alcanza el techo o el piso de la banda, el banco central debe intervenir para mantenerlo en la banda. Los tipos de cambio que no entran en las categorías definidas por el FMI son incluidos en la categoría régimen otro.

De manera general se podría esperar que aquellos países que mantienen buenas políticas fiscales y monetarias, y que además su comercio exterior representa un mayor porcentaje de su PIB y por lo tanto estén más abiertos a los mercados globales se inclinen por regímenes flexibles. Por el contrario los países con economías más cerradas se inclinarán por tipos de cambio fijos. Sin embargo, es precipitado optar por la teoría principalmente, pues todos los países son diferentes y por lo tanto arrojan datos e información diferente que en ocasiones puede no concordar con la teoría.

Desde el punto de vista estadístico, la clasificación del régimen cambiario visto como una variable aleatoria sigue una distribución multinomial, y dado que dicha distribución

pertenece a la familia exponencial multivariada, el modelo entra dentro de la categoría de un modelo lineal generalizado. Los modelos lineales generalizados (GLM) amplían el modelo de regresión lineal estándar para poder abarcar distribuciones de respuesta no normales y funciones no lineales.

Algunas características que hacen favorable la adopción del modelo logit multinomial es que asume el supuesto de que los factores no observados no están correlacionados entre alternativas, y que tienen la misma varianza para todas las alternativas. El supuesto de independencia también entra en juego cuando se aplica un modelo logit a secuencias de elecciones en el tiempo. El modelo logit asume que cada elección es independiente de las demás (Train, 2009).

Como suele decirse, la estructura de los datos da pie al tipo de análisis que se requiere. En el caso del modelo logit multinomial, la variable explicativa puede ser del tipo nominal u ordinal. Otro factor de suma importancia es la consideración de la naturaleza de las variables explicativas, estas pueden clasificarse como específicas individuales que son aquellas que se miden como atributos del tomador de decisiones, tales como ingreso, edad, género, etc., y variables específicas alternativas que son características que varían entre las diferentes alternativas de elección, un ejemplo sería el precio de varias marcas de un producto similar o el costo de los diferentes medios de transporte que los individuos deben tomar para desplazarse.

Es frecuente que un modelo logit que se compone solo de variables específicas individuales sea llamado modelo logit multinomial, uno con solo variables específicas alternativas modelo logit condicional y uno que posee ambos tipos de variables modelo logit mixto. Sin embargo, en la literatura estadística el modelo logit condicional es también un modelo logit para datos longitudinales y el logit mixto es uno de los nombres para un modelo logit con parámetros aleatorios.

Las categorías de la variable de respuesta, régimen cambiario, son del tipo nominal y las variables explicativas son todas catalogadas como variables específicas individuales debido a que son atributos únicos de las economías de los países. Dado estas

características, la adopción de un modelo logit multinomial de variables específicas individuales es el que mejor se ajusta a los requerimientos del análisis.

En la literatura se pueden encontrar algunos trabajos similares (Álvarez et al., 2011, Von Hagen y Zhou, 2007) donde se analiza la problemática de elección de régimen cambiario, sin embargo, la muestra de los países en cuestión y el periodo de tiempo que se analizan son diferentes. El análisis a través de un modelo logit mixto, requiere el ajuste de los efectos aleatorios a través de una distribución conocida que es propuesta por el investigador, no obstante, las variables explicativas propuestas son todas del tipo específicas individuales, lo cual genera que al momento realizar la estimación del modelo con algún paquete estadístico, los efectos aleatorios no sean identificados, pues no existe variación entre alternativas y se llegará a un problema de convergencia o ajuste singular.

El periodo de tiempo analizado en este estudio va del 2000-2019, que hasta el momento es la fecha más reciente de publicación de información de los regímenes cambiarios ofrecido por el FMI y se utilizan las variables explicativas mencionadas en el Cuadro 1, las cuales son públicas y gratuitas. En el enfoque presentado, se realiza un análisis general de todas las variables como aproximación general, y después se clasifican en factores de área monetaria óptima (OCA), tipos de shock y riesgos de crisis cambiaria.

CAPÍTULO 2: OBJETIVOS

2.1 General

Analizar la elección de régimen cambiario en la región de América mediante variables específicas individuales, utilizando el modelo logit multinomial.

2.2 Específicos

- Estudiar y comparar las posibles diferencias en la influencia de los factores que determinan la elección cambiaria para dos escenarios: solo Latinoamérica y todo el continente americano incluyendo Estados Unidos y Canadá como economías desarrolladas.
- Analizar las variables explicativas segmentadas en factores de OCA, Tipos de Shock y Riesgos de crisis cambiaria.

Para lograr estos objetivos en el capítulo 3 se enuncian las características del modelo lineal generalizado dado que el modelo logit multinomial es un caso particular de este. En el capítulo 4 se describen los componentes, características, estimación e inferencia propiamente del modelo logit multinomial. En el capítulo 5, se describe la metodología, y finalmente en el capítulo 6 se presenta los resultados y análisis de la estimación, para terminar con las conclusiones acerca del trabajo realizado.

CAPITULO 3: MODELO LINEAL GENERALIZADO

Bermúdez et al. (2017), menciona que los GLMs (Generalized linear Models) se concibieron como una extensión de los modelos lineales, que permiten el uso de distribuciones diferentes a la normal en las variables respuestas, como binomiales, poisson, gamma y otras distribuciones pertenecientes a la familia exponencial.

La especificación de un GLM se realiza en tres partes:

1. Componente aleatorio: Que corresponde a la variable de respuesta, y , y que sigue alguna distribución de la familia exponencial: normal, lognormal, binomial, etc.
2. Componente sistemático: El cual también es conocido como predictor lineal, correspondiente a una combinación lineal de los parámetros desconocidos y las variables explicativas.
3. Función enlace: La cual relaciona la esperanza matemática de la variable dependiente y con el predictor lineal.

3.1. Componente aleatorio

Agresti (2013) y McCulloch y Searle (2001) describen los tres componentes, empezando por el componente aleatorio de un GLM que consiste en una variable de respuesta con observaciones independientes (y_1, \dots, y_n) que tienen una función de probabilidad de alguna distribución perteneciente a la familia exponencial.

3.2 Componente sistemático

Para n observaciones independientes y p variables explicativas, $i = 1, \dots, n$, sea x_{ij} el valor de la variable explicativa, donde $j = 1, \dots, p$, con $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, \dots, x_{ip})$, por lo general, se establece $x_{i1} = 1$ o se deja que la primera variable tenga un índice 0 con $x_{i0} = 1$, por lo que sirve como el coeficiente de intersección en el modelo. El predictor lineal de un GLM relaciona los parámetros $\{\eta_i\}$ pertenecientes a $\{E(Y_i)\}$ con las variables explicativas x_1, \dots, x_p usando una combinación lineal de ellas, $\eta_i = \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij}$, $i = 1, \dots, n$. Las variables

explicativas pueden ser funciones no lineales de algunas otras variables, como un término de interacción, por ejemplo $x_{i3} = x_{i1}x_{i2}$, o algún término cuadrático como $x_{i2} = x_{i1}^2$. En forma matricial, el predictor lineal se expresa como $\boldsymbol{\eta} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$, donde $\boldsymbol{\eta} = (\eta_1, \dots, \eta_n)^T$, $\boldsymbol{\beta}$ es el vector de columna $p \times 1$ de los parámetros del modelo, y \mathbf{X} es la matriz $n \times p$ de valores de variables explicativas $\{x_{ij}\}$. La matriz \mathbf{X} es llamada matriz modelo. Esta matriz tiene n filas, una para cada observación y p columnas, una para cada parámetro en $\boldsymbol{\beta}$.

3.3 Función enlace

El tercer componente de un GLM, la función enlace, conecta el componente aleatorio con el predictor lineal. Sea $\mu_i = E(y_i)$, $i = 1, \dots, n$. El GLM vincula η_i con μ_i a través de $\eta_i = g(\mu_i)$, donde la función de enlace $g(\cdot)$ es una función monótona y diferenciable. Por lo tanto, g vincula a μ_i a las variables explicativas a través de la siguiente fórmula:

$$g(\mu_i) = \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij}, \quad i = 1, \dots, n. \quad (1)$$

En la representación de la familia exponencial de una distribución, un determinado parámetro sirve como su parámetro natural. La función de enlace g que transforma μ_i en el parámetro natural se llama enlace canónico.

3.4. Familia exponencial

Salazar y Correa (2016) mencionan que si y es un miembro de la familia exponencial con observaciones independientes (y_1, \dots, y_n) , entonces la función de densidad para y_i es de la forma

$$f(y_i; \theta_i, \phi) = \exp\{[y_i\theta_i - b(\theta_i)]/a(\phi) + c(y_i, \phi)\} \quad (2)$$

Esto es llamado familia de dispersión exponencial. El parámetro θ_i , es llamado el parámetro natural y ϕ el parámetro de dispersión. Con frecuencia $a(\phi) = 1$ y $c(y_i, \theta) = c(y_i)$, dado que la familia exponencial natural es de la forma $f(y_i; \theta_i) = h(y_i) \exp[y_i \theta_i - b(\theta_i)]$. De lo contrario, normalmente $a(\phi)$ tiene la forma $a(\phi) = \phi$ o $a(\phi) = \phi/\omega_i$ para $\phi > 0$ y peso conocido ω_i .

La siguiente tabla muestra algunas distribuciones comunes de la familia exponencial con sus respectivos componentes.

Cuadro 2. Algunas distribuciones comunes de la familia exponencial.

Distribución	a	$b(\theta_i)$	$c(y_i)$
Bernoulli	1	$\log(1 + \exp(\theta_i))$	$\log(1) = 0$
Binomial	$1/n$	$\log(1 + \exp(\theta_i))$	$\log \binom{n}{ny_i}$
Poisson	1	$\exp(\theta_i)$	$-\log(y_i!)$
Normal	σ^2	$\frac{1}{2}\theta_i^2$	$-\frac{1}{2}\log(2\pi\sigma^2) - \frac{y_i^2}{2\sigma^2}$

Fuente: Elaboración propia.

Sea $L_i = \log f(y_i; \theta_i, \phi)$ que denota la contribución de y_i a la función de log-verosimilitud, $L = \sum_i L_i$. Ya que

$$f(y_i; \theta_i, \phi) = \exp\{[y_i \theta_i - b(\theta_i)]/a(\phi) + c(y_i, \phi)\} \quad (3)$$

$$\partial L_i / \partial \theta_i = [y_i - b'(\theta_i)]/a(\phi), \quad \partial^2 L_i / \partial^2 \theta_i = -b''(\theta_i)/a(\phi),$$

donde $b'(\theta_i)$ y $b''(\theta_i)$ denotan las dos primeras derivadas de $b(\cdot)$ evaluadas en θ_i .

Aplicando los resultados de la verosimilitud general

$$E\left(\frac{\partial L}{\partial \theta}\right) = 0 \quad \& \quad -E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial^2 \theta}\right) = E\left(\frac{\partial L}{\partial \theta}\right)^2,$$

que se mantienen en condiciones de regularidad satisfechas por la familia de dispersión exponencial. De $E\left(\frac{\partial L}{\partial \theta}\right) = 0$ aplicada con una sola observación,

$$\frac{E[y_i - b'(\theta_i)]}{a(\phi)} = 0, \quad \therefore \quad \mu_i = E(y_i) = b'(\theta_i). \quad (4)$$

Y de la expresión $-E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial^2 \theta}\right) = E\left(\frac{\partial L}{\partial \theta}\right)^2$,

$$b''(\theta_i)/a(\phi) = E[(y_i - b'(\theta_i))/a(\phi)]^2 = \text{var}(y_i)/[a(\phi)]^2,$$

Entonces

$$\text{var}(y_i) = b''(\theta_i)/a(\phi) \quad (5)$$

En resumen, la función $b(\cdot)$ en la ecuación (2) determina los momentos de y_i . Esta función se llama función acumulativa, porque cuando $a(\phi) = 1$ sus derivadas producen los acumulados de la distribución.

Cuadro 3. Media y Varianza para algunas distribuciones comunes de la familia exponencial.

Distribución	Media	Varianza
Bernoulli	$\exp(\theta_i)/[1 + \exp(\theta_i)]$	$\exp(\theta_i) / [1 + \exp(\theta_i)]^2 = \mu_i(1 - \mu_i)$
Binomial	$\exp(\theta_i)/[1 + \exp(\theta_i)]$	$\exp(\theta_i) / \{[1 + \exp(\theta_i)]^2 n\} = \mu_i(1 - \mu_i)/n$
Poisson	$\exp(\theta_i)$	$\exp(\theta_i) = \mu_i$
Normal	θ_i	σ^2

Fuente: Elaboración propia.

3.5. Distribuciones Poisson, binomial, y normal en la familia exponencial

A continuación, se realiza la representación de la familia exponencial a través de las distribuciones Poisson, Binomial y Normal que se ilustran en Agresti (2015) y Lindsey (1997) y después se establece la verosimilitud y sus ecuaciones para los GLMs.

Cuando y_i tiene distribución Poisson, la función masa de probabilidad es

$$f(y_i; \mu_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!} = \exp[y_i \log \mu_i - \mu_i - \log(y_i!)]$$

$$= \exp[y_i \theta_i - \exp(\theta_i) - \log(y_i!)], \quad y_i = 0, 1, 2, \dots, \quad (6)$$

Donde el parámetro natural $\theta_i = \log \mu_i$. La ecuación (6) tiene forma de la familia exponencial (2) con $b(\theta_i) = \exp(\theta_i)$, $a(\phi) = 1$, y $c(y_i, \phi) = -\log(y_i!)$. Entonces por (4) y (5),

$$E(y_i) = b'(\theta_i) = \exp(\theta_i) \mu_i,$$

$$\text{var}(y_i) = b''(\theta_i) = \exp(\theta_i) = \mu_i.$$

Ahora suponga que $\eta_i y_i$ tiene una distribución $\text{bin}(n_i, \pi_i)$. Es decir, aquí y_i es la proporción muestral, en lugar del número de éxitos. Entonces $E(y_i) = \pi_i$ no depende de η_i . Sea $\theta_i = \log[\pi_i/(1 - \pi_i)]$. Entonces $\pi_i = \exp(\theta_i) / [1 + \exp(\theta_i)]$ y $\log(1 - \pi_i) = -\log[1 + \exp(\theta_i)]$. Se puede expresar

$$\begin{aligned} f(y_i; \pi_i, n_i) &= \binom{n_i}{n_i y_i} \pi_i^{n_i y_i} (1 - \pi_i)^{n_i - n_i y_i}, \quad y_i = 0, \frac{1}{n_i}, \frac{2}{n_i}, \dots, 1, \\ &= \exp \left[\frac{y_i \theta_i - \log[1 + \exp(\theta_i)]}{1/n_i} + \log \binom{n_i}{n_i y_i} \right]. \end{aligned} \quad (7)$$

La última expresión tiene forma de la familia exponencial (2). Con $b(\theta_i) = \log[1 + \exp(\theta_i)]$, $a(\phi) = \frac{1}{n}$, y $c(y_i, \phi) = \log \binom{n_i}{n_i y_i}$. El parámetro natural es $\theta_i = \log[\pi_i/(1 - \pi_i)]$. De (4) y (5) tenemos que

$$E(y_i) = b'(\theta_i) = \exp(\theta_i) / [1 + \exp(\theta_i)] = \pi_i,$$

$$\text{var}(y_i) = b''(\theta_i) a(\phi) = \exp(\theta_i) / \{ [1 + \exp(\theta_i)]^2 n_i \} = \pi_i (1 - \pi_i) / n_i.$$

Para la distribución normal, la observación i tiene la función de densidad de probabilidad

$$f(y_i; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp \left[-\frac{(y_i - \mu)^2}{2\sigma^2} \right]$$

$$= \exp \left[\frac{y_i \mu_i - \frac{1}{2} \mu_i^2}{\sigma^2} - \frac{1}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{y_i^2}{2\sigma^2} \right]. \quad (8)$$

La cual satisface la forma de la familia exponencial (2). Con parámetro natural $\theta_i = \mu_i$ y

$$b(\theta_i) = \frac{1}{2} \mu_i^2 = \frac{1}{2} \theta_i^2, \quad a(\phi) = \sigma^2, \quad c(y_i, \phi) = -\frac{1}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{y_i^2}{2\sigma^2}.$$

Entonces

$$E(y_i) = b'(\theta_i) = \theta_i = \mu_i \text{ y } var(y_i) = b''(\theta_i)a(\phi) = \sigma^2.$$

En el modelo lineal generalizado, μ_i es remplazada por una función $g(\cdot)$, expresada en (1), llamada función vínculo:

$$g(\mu_i) = \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij}$$

El papel de la función vínculo es mapear el rango de μ_i en la recta real. Un tipo de función vínculo es la función de vínculo canónica que transforma la media μ_i en el parámetro natural en ecuación (2). El cuadro 4 presenta algunas distribuciones con su respectiva función vínculo:

Tabla 4. Función vínculo para algunos miembros de la familia exponencial.

Distribución	$g(\mu_i)$	Nombre
Bernoulli	$\log\left(\frac{\mu_i}{1-\mu_i}\right)$	Logit
Binomial	$\log\left(\frac{\mu_i}{1-\mu_i}\right)$	Logit
Poisson	$\log(\mu_i)$	Log
Normal	μ_i	Identidad

Fuente: Elaboración propia.

3.6. Verosimilitud y distribuciones asintóticas para glms

A continuación, se presenta expresiones generales para ecuaciones de verosimilitud y distribuciones asintóticas de estimadores de parámetros ML (Maximum Likelihood) para GLMs. Para n observaciones independientes, de (3) la log verosimilitud es

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n L_i = \sum_{i=1}^n \log f(y_i; \theta_i, \phi) = \sum_{i=1}^n \frac{y_i \theta_i - b(\theta_i)}{a(\phi)} + \sum_{i=1}^n c(y_i, \phi). \quad (9)$$

La notación $L(\boldsymbol{\beta})$ refleja la dependencia de $\boldsymbol{\theta}$ de los parámetros del modelo $\boldsymbol{\beta}$. Para la función de enlace canónico, $\theta_i = \sum_j \beta_j x_{ij}$, cuando $a(\phi)$ es una constante fija, la parte de la log verosimilitud que involucra tanto los datos como los parámetros del modelo es

$$\sum_{i=1}^n y_i \left(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij} \right) = \sum_{j=1}^p \beta_j \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{ij} \right). \quad (10)$$

Entonces las estadísticas suficientes para $\{\beta_j\}$ son $\{\sum_{i=1}^n y_i x_{ij}, j = 1, \dots, n\}$.

3.7. Ecuaciones de verosimilitud para un glm

Para un GLM $\eta_i = \sum_j \beta_j x_{ij} = g(\mu_i)$ con función de enlace g , las ecuaciones de verosimilitud son

$$\partial L(\boldsymbol{\beta}) / \partial \beta_j = \sum_{i=1}^n \frac{\partial L_i}{\partial \beta_j} = 0, \quad \forall j \quad (11)$$

Para diferenciar la log verosimilitud de ecuación (9), se usa la regla de la cadena

$$\frac{\partial L_i}{\partial \beta_j} = \frac{\partial L_i}{\partial \theta_i} \frac{\partial \theta_i}{\partial \mu_i} \frac{\partial \mu_i}{\partial \eta_i} \frac{\partial \eta_i}{\partial \beta_j}. \quad (12)$$

Ya que $\partial L_i / \partial \theta_i = [y_i - b'(\theta_i)] / a(\phi)$, $\mu_i = b'(\theta_i)$ y $\text{var}(y_i) = b''(\theta_i) a(\phi)$ de (4) y (5),

$$\partial L_i / \partial \theta_i = (y_i - \mu_i) / a(\phi), \quad \partial \mu_i / \partial \theta_i = b''(\theta_i) = \text{var}(y_i) / a(\phi).$$

También, $\eta_i = \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij}$, $\partial \eta_i / \partial \beta_j = x_{ij}$. Finalmente, ya que $\eta_i = g(\mu_i)$, $\partial \mu_i / \partial \eta_i$ depende de la función enlace para el modelo. Sustituyendo en (12) nos da

$$\begin{aligned} \frac{\partial L_i}{\partial \beta_j} &= \frac{\partial L_i}{\partial \theta_i} \frac{\partial \theta_i}{\partial \mu_i} \frac{\partial \mu_i}{\partial \eta_i} \frac{\partial \eta_i}{\partial \beta_j} \\ &= \frac{(y_i - \mu_i)}{a(\phi)} \frac{a(\phi)}{\text{var}(y_i)} \frac{\partial \mu_i}{\partial \eta_i} x_{ij} = \frac{(y_i - \mu_i) x_{ij}}{\text{var}(y_i)} \frac{\partial \mu_i}{\partial \eta_i}. \end{aligned} \quad (13)$$

La suma de las n observaciones produce las ecuaciones de verosimilitud.

$$\frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \mu_i) x_{ij}}{\text{var}(y_i)} \frac{\partial \mu_i}{\partial \eta_i} = 0, \quad j = 1, 2, \dots, p, \quad (14)$$

donde $\eta_i = \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij} = g(\mu_i)$ para la función enlace g .

Para la expresión GLM $\boldsymbol{\eta} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$ con una matriz modelo \mathbf{X} , las ecuaciones de verosimilitud tienen la forma

$$\mathbf{X}^T \mathbf{D} \mathbf{V}^{-1} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}) = \mathbf{0}. \quad (15)$$

Donde \mathbf{V} es la matriz diagonal de varianzas de las observaciones y \mathbf{D} es la matriz diagonal con elementos $\partial \mu_i / \partial \eta_i$.

A pesar de que $\boldsymbol{\beta}$ no aparece en estas ecuaciones, está implícitamente a través de $\boldsymbol{\mu}$, ya que $\mu_i = g^{-1}(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij})$.

CAPÍTULO 4. MODELOS DE RESPUESTA MULTINOMIAL

Los modelos lineales generalizados para variables de respuesta múltiple asumen un componente aleatorio multinomial. Estos modelos están separados para variables de respuesta nominal y para las variables de respuesta ordinal.

Para entender este modelo es necesario hacer una breve descripción de los modelos de utilidad aleatoria, ya que el modelo logit multinomial es un caso especial de este, el modelo logit, es un modelo de elección discreta de uso más extendido, debido a que la fórmula de las probabilidades de elección tiene una forma cerrada y de fácil interpretación. En esta sección se presenta el modelo para variables de respuesta nominal, que es en esencia el tipo de variable respuesta que se analiza en la elección del régimen cambiario.

4.1. Modelo de utilidad aleatoria

Croissant (2012) define el modelo de utilidad aleatoria dentro del contexto de un individuo que debe elegir una alternativa entre J alternativas diferentes y exclusivas. Se puede definir un nivel de utilidad para cada alternativa y se supone que el individuo debe elegir la alternativa que le represente mayor utilidad. Se supone que la utilidad es la suma de dos componentes:

- un componente sistemático, denominado V_j , que es una función de diferentes variables observadas x_j . Por simplicidad, se supondrá que este componente es una combinación lineal de las variables explicativas observadas: $V_j = \beta_j^T x_j$,
- un componente ϵ_j no observado que, desde el punto de vista del investigador, puede representarse como una variable aleatoria. Este término de error incluye el impacto de todas las variables no observadas que tienen un efecto sobre la utilidad de elegir una alternativa específica.

Es muy importante entender que la utilidad y, por lo tanto, la elección es puramente determinista desde el punto de vista de quien toma las decisiones. Es aleatorio desde el punto de vista del investigador, porque algunos de los determinantes de la utilidad no se

observan, lo que implica que la elección solo puede ser analizada en términos de probabilidades.

Tenemos para cada alternativa los siguientes niveles de utilidad:

$$\begin{cases} U_1 = \beta_1^T x_1 + \epsilon_1 = V_1 + \epsilon_1 \\ U_2 = \beta_2^T x_2 + \epsilon_2 = V_2 + \epsilon_2 \\ \vdots \\ U_J = \beta_J^T x_J + \epsilon_J = V_J + \epsilon_J \end{cases}$$

la alternativa l será escogida si y solo si $\forall j \neq l U_l > U_j$ lo que conduce a las siguientes $J - 1$ condiciones:

$$\begin{cases} U_l - U_1 = (V_l - V_1) + (\epsilon_l - \epsilon_1) > 0 \\ U_l - U_2 = (V_l - V_2) + (\epsilon_l - \epsilon_2) > 0 \\ \vdots \\ U_l - U_J = (V_l - V_J) + (\epsilon_l - \epsilon_J) > 0 \end{cases}$$

Como los ϵ_j son no observados, las elecciones solo pueden ser modeladas en términos de probabilidades desde el punto de vista del investigador. Las $J - 1$ condiciones pueden ser reescritas en términos de límites superiores para los $J - 1$ términos de error restantes:

$$\begin{cases} \epsilon_1 < (V_l - V_1) + \epsilon_l \\ \epsilon_2 < (V_l - V_2) + \epsilon_l \\ \vdots \\ \epsilon_J < (V_l - V_J) + \epsilon_l \end{cases}$$

La expresión general de la probabilidad de elegir la alternativa l es entonces:

$$(P_l | \epsilon_l) = P(U_l > U_1, \dots, U_l > U_J)$$

$$(P_l | \epsilon_l) = F_{-l}(\epsilon_1 < (V_l - V_1) + \epsilon_l, \dots, \epsilon_J < (V_l - V_J) + \epsilon_l) \quad (16)$$

donde F_{-l} es la distribución multivariada de los $j - 1$ términos de error (todos los ϵ 's excepto ϵ_l). Tenga en cuenta que esta probabilidad está condicionada al valor de ϵ_l .

La probabilidad incondicional, que depende solo de β y del valor de las variables explicativas observadas es:

$$P_l = \int (P_l | \epsilon_l) f_l(\epsilon_l) d\epsilon_l$$

$$P_l = \int F_{-l}((V_l - V_1) + \epsilon_l, \dots, (V_l - V_J) + \epsilon_l) f_l(\epsilon_l) d\epsilon_l \quad (17)$$

donde f_l es la función de densidad marginal de ϵ_l , diferentes modelos se obtienen mediante especificaciones diferentes de esta densidad, es decir, a partir de diferentes supuestos de cómo se distribuye la densidad de probabilidad de la parte no observada de la utilidad.

4.2. Respuestas nominales: modelos logit de categoría base

Antes de iniciar con la descripción del modelo, se define a continuación la distribución multinomial.

En probabilidad, la distribución multinomial es una generalización de la distribución binomial. La distribución binomial es la probabilidad de un número de éxitos en N ensayos Bernoulli independientes, con la misma probabilidad de éxito en cada ensayo. En la distribución multinomial, el análogo a la distribución Bernoulli es la distribución categórica, donde cada ensayo culmina en únicamente un resultado dentro de un número k finito de resultados posibles, con probabilidades p_1, \dots, p_k (tal que $p_i \geq 0$ para i entre 1 y k y $\sum_{i=1}^k p_i = 1$; y con n ensayos independientes.

Dobson (2012) denota X_i como la variable aleatoria que indica el número de veces que se ha dado el resultado i sobre los n ensayos. El vector $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_k)$ sigue una distribución multinomial con parámetros n y p donde $p = (p_1, \dots, p_k)$.

La función de probabilidad de la distribución multinomial, se especifica de la siguiente manera:

$$f(x_1, \dots, x_k; n, p_1, \dots, p_k) = \Pr(X_1 = x_1 \text{ y } \dots \text{ y } X_k = x_k)$$

$$= \begin{cases} \frac{n!}{x_1! \dots x_k!} p_1^{x_1} \dots p_k^{x_k}, & \text{cuando } \sum_{i=1}^k x_i = n \\ 0 & \text{En otros casos.} \end{cases}$$

Para enteros no negativos X_1, \dots, X_k .

Algunas de las propiedades de esta distribución como la esperanza y la varianza se describen a continuación.

La esperanza matemática del suceso i observado en n pruebas es: $E(X_i) = np_i$.

La varianza es: $var(X_i) = np_i(1 - p_i)$.

La función generadora de momentos es: $(\sum_{i=1}^k p_i e^{t_i})^n$

Para explicar el modelo denotaremos el número de categorías de respuesta por c . Para cada sujeto i , sea π_{ij} la probabilidad de respuesta en la categoría j , con $\sum_{j=1}^c \pi_{ij} = 1$. La elección de la categoría es el resultado de un único ensayo multinomial. Sea $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{ic})$ que representa el ensayo multinomial para el sujeto i , $i = 1, \dots, N$, donde $y_{ij} = 1$ cuando la respuesta esta en la categoría j y $y_{ij} = 0$ de otra forma. Entonces $\sum_j y_{ij} = 1$, y la distribución de probabilidad multinomial para este sujeto es

$$p(y_{i1}, \dots, y_{ic}) = \pi_{i1}^{y_{i1}} \dots \pi_{ic}^{y_{ic}}. \quad (18)$$

4.3. Modelo Logit-Multinomial, logits de categoría base

En Agresti (2015) y Agresti (2013) se define el modelo multinomial como un modelo logit de categoría base en el cual se empareja cada categoría de respuesta con una categoría de referencia, como la categoría c , utilizando

$$\log \frac{\pi_{i1}}{\pi_{ic}}, \frac{\pi_{i2}}{\pi_{ic}}, \dots, \frac{\pi_{i,c-1}}{c}. \quad (19)$$

El logit de la categoría de referencia j th, $\log(\pi_{ij}/\pi_{ic})$, es el logit de una probabilidad condicional, $\text{logit}[P(y_{ij} = 1 | y_{ij} = 1 \text{ or } y_{ic} = 1)]$

$$\log \left[\frac{P(y_{ij} = 1 | y_{ij} = 1 \text{ or } y_{ic} = 1)}{1 - P(y_{ij} = 1 | y_{ij} = 1 \text{ or } y_{ic} = 1)} \right] = \log \frac{\pi_{i1}}{\pi_{ic}}.$$

Sea $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, \dots, x_{ip})$ los valores de las variables explicativas para el sujeto i , y sea $\boldsymbol{\beta}_j = (\beta_{j1}, \dots, \beta_{jp})^T$ los parámetros de j -ésimo logit. Entonces el modelo logit de categoría base es:

$$\log \frac{\pi_{i1}}{\pi_{ic}} = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j = \sum_{k=1}^p \beta_{jk} x_{ik}, \quad j = 1, \dots, c - 1. \quad (20)$$

Este modelo es llamado a menudo como, modelo logit multinomial, describe simultáneamente los efectos de \mathbf{x} en los logits $c - 1$. Los efectos varían según la respuesta emparejada con la categoría de base.

Estas $c - 1$ ecuaciones determinan ecuaciones para logits con otros pares de categorías de respuesta, ya que

$$\log \frac{\pi_{ia}}{\pi_{ib}} = \log \frac{\pi_{ia}}{\pi_{ic}} - \log \frac{\pi_{ib}}{\pi_{ic}} = \mathbf{x}_i (\boldsymbol{\beta}_a - \boldsymbol{\beta}_b). \quad (21)$$

Podemos expresar los modelos logit de categoría base directamente en términos de probabilidades de respuesta $\{\pi_{ij}\}$ por

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j)}{1 + \sum_{h=1}^{c-1} \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_h)} \quad (22)$$

con $\boldsymbol{\beta}_c = \mathbf{0}$. Para $c = 2$, esta fórmula se simplifica a la fórmula de probabilidad de regresión logística binaria.

La interpretación de π_{ij} en lugar de estar condicionada a la respuesta en la categoría j o la categoría base, c , no es simple, porque la ecuación (22) muestra que todos los $\{\beta_h\}$ contribuyen a π_{ij} . La relación $\partial\pi_i/\partial x_{ik} = \beta_k\pi_i(1 - \pi_i)$ para la regresión logística binaria se generaliza a

$$\frac{\partial\pi_i}{\partial x_{ik}} = \pi_{ij} \left(\beta_{jk} - \sum_{j'} \pi_{ij'} \beta_{j'k} \right). \quad (23)$$

En particular, esta tasa de cambio no necesita tener el mismo signo que β_{jk} , y la curva para π_{ij} como función de x_{ik} puede cambiar de dirección a medida que aumenta el valor de x_{ik} .

4.4. El modelo logit-multinomial de categoría base como un glm multivariado

El GLM $g(\mu_i) = x_i\beta$ para una variable de respuesta univariante se extiende a un modelo lineal generalizado multivariado. El modelo se aplica a componentes aleatorios que tienen distribución en una generalización multivariante de la familia de dispersión exponencial

$$f(\mathbf{y}_i; \boldsymbol{\theta}_i, \phi) = \exp\{[\mathbf{y}_i^T \boldsymbol{\theta}_i - b(\boldsymbol{\theta}_i)]/a(\phi) + c(\mathbf{y}_i\phi)\}, \quad (24)$$

donde $\boldsymbol{\theta}_i$ es el parámetro natural. Para el vector de respuesta \mathbf{y}_i para el sujeto i , con $\boldsymbol{\mu}_i = E(\mathbf{y}_i)$, sea \mathbf{g} un vector de funciones de enlace. El GLM multivariante tiene la forma

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\mu}_i) = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}, \quad i = 1, \dots, N, \quad (25)$$

donde la fila j de la matriz \mathbf{X}_i para la observación i contiene valores de variables explicativas para el componente de respuesta y_{ij} .

La distribución multinomial es un miembro de la familia de la dispersión exponencial multivariante. El modelo logit de categoría base es un GLM multivariado. Para esta representación, dejamos que $\mathbf{y}_i = (y_{i1}, \dots, y_{i,c-1})^T$, ya que $y_{ic} = 1 - (y_{i1} + \dots + y_{i,c-1})$ es redundante, $\boldsymbol{\mu}_i = (\mu_{i1}, \dots, \mu_{i,c-1})^T$, y

$$g_j(\boldsymbol{\mu}_i) = \log\{\mu_{ij}/[1 - (\mu_{i1} + \dots + \mu_{i,c-1})]\}. \quad (26)$$

Con $(c - 1) \times (c - 1)p$ la matriz modelo \mathbf{X}_i para la observación i ,

$$\mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_i & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{x}_i & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{x}_i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\beta}_1 \\ \boldsymbol{\beta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\beta}_{c-1} \end{pmatrix}$$

donde $\mathbf{0}$ es un vector $1 \times p$ de 0 elementos.

4.5. Ajuste de modelo logit-multinomial de categoría base

El ajuste de máxima verosimilitud de los modelos logit de categoría base maximiza la verosimilitud multinomial sujeta a $\{\pi_{ij}\}$ satisfaciendo simultáneamente las ecuaciones $c - 1$ que especifica el modelo. La contribución a la log-verosimilitud del sujeto i es

$$\begin{aligned} \log \left(\prod_{j=1}^c \pi_{ij}^{y_{ij}} \right) &= \sum_{j=1}^{c-1} y_{ij} \log \pi_{ij} + (1 - \sum_{j=1}^{c-1} y_{ij}) \log \pi_{ic} \\ &= \sum_{j=1}^{c-1} y_{ij} \log \frac{\pi_{ij}}{\pi_{ic}} + \log \pi_{ic}. \end{aligned} \quad (27)$$

Por lo tanto, los logits de la categoría base son los parámetros naturales para la distribución multinomial. Son las funciones de enlace canónico para GLMs multinomiales. A continuación, construimos las ecuaciones de probabilidad para N observaciones independientes. De la expresión (27), sustituimos $\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j$ por $\log(\pi_{ij} / \pi_{ic})$ y

$$\pi_{ic} = 1/[1 + \sum_{j=1}^{c-1} \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j)].$$

Entonces la función de log-verosimilitud es

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\beta}; \mathbf{y}) &= \log \left[\prod_{i=1}^N \left(\prod_{j=1}^c \pi_{ij}^{y_{ij}} \right) \right] \\ &= \sum_{i=1}^N \left\{ \sum_{j=1}^{c-1} y_{ij} (\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j) - \log \left[1 + \sum_{j=1}^{c-1} \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j) \right] \right\} \\ &= \sum_{j=1}^{c-1} \left[\sum_{k=1}^p \beta_{jk} \left(\sum_{i=1}^N x_{ik} y_{ij} \right) \right] - \sum_{i=1}^N \log \left[1 + \sum_{j=1}^{c-1} \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j) \right]. \end{aligned} \quad (28)$$

La estadística suficiente para β_{jk} es $\sum_i x_{ik} y_{ij}$. Cuando todo $x_{i1} = 1$ para un término de intersección, la estadística suficiente para β_{j1} es $\sum_i x_{i1} y_{ij} = \sum_i y_{ij}$, que es el número total de observaciones en la categoría j . Ya que

$$\frac{\partial L(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{y})}{\partial \beta_{jk}} = \sum_{i=1}^N x_{ik} y_{ij} - \sum_{i=1}^N \left[\frac{x_{ik} \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j)}{1 + \sum_{\ell=1}^{c-1} \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_\ell)} \right] = \sum_{i=1}^N x_{ik} (y_{ij} - \pi_{ij}),$$

las ecuaciones de máxima verosimilitud son

$$\sum_{i=1}^N x_{ik} y_{ij} = \sum_{i=1}^N x_{ik} \pi_{ij}, \quad (29)$$

con π_{ij} como se expresa en la ecuación (22). Al igual que con las funciones de enlace canónico para GLMs univariados, las ecuaciones de verosimilitud equiparan las estadísticas suficientes con sus valores esperados. Diferenciando de nuevo, se puede comprobar que

$$\frac{\partial^2 L(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{y})}{\partial \beta_{jk} \partial \beta_{j'k'}} = - \sum_{i=1}^N x_{ik} x_{ik'} \pi_{ij} (1 - \pi_{ij}),$$

y para $j \neq j'$,

$$\frac{\partial^2 L(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{y})}{\partial \beta_{jk} \partial \beta_{j'k'}} = \sum_{i=1}^N x_{ik} x_{ik'} \pi_{ij} \pi_{ij'}.$$

La matriz de información consiste de $(c - 1)^2$ bloques de tamaño $p \times p$,

$$- \frac{\partial^2 L(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{y})}{\partial \boldsymbol{\beta}_j \partial \boldsymbol{\beta}_{j'}^T} = \sum_{i=1}^N \pi_{ij} [I(j = j') - \pi_{ij'}] \mathbf{x}_i^T \mathbf{x}_i, \quad (30)$$

donde $I(\cdot)$ es la función indicadora. El Hessiano es negativo-definido, por lo tanto, la función log-verosimilitud es cóncava y tiene un único máximo. La información observada y esperada son idénticas, por lo tanto, el método Newthton-Rhapson es equivalente al Fisher-scoring para encontrar las estimaciones de ML para los parámetros. Una consecuencia de que la función de enlace es la canónica. La convergencia suele ser rápida excepto cuando al menos una estimación sea infinita o no exista.

4.6. Devianza e inferencia para modelos multinomiales

Para los modelos logit de categoría base, el estimador ML $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ tiene distribución asintóticamente normal. Como es habitual, los errores estándar son raíces cuadradas de elementos diagonales de la matriz de información inversa. Los $\{\hat{\boldsymbol{\beta}}_j\}$ están correlacionados. La estimación $(\hat{\boldsymbol{\beta}}_a - \hat{\boldsymbol{\beta}}_b)$ de los efectos en el predictor lineal para $\log(\pi_{ia}/\pi_{ib})$ no depende de qué categoría es la base.

La inferencia estadística puede utilizar la razón de verosimilitud, Wald, y métodos de inferencia score para GLMs. Por ejemplo, la prueba de razón de verosimilitud para el efecto de la variable explicativa k prueba $H_0: \beta_{1k} = \beta_{2k} = \dots = \beta_{c-1,k} = 0$ al tratar el doble del cambio en la log-verosimilitud maximizada de agregar esa variable al modelo como

si tuviera una distribución chi-cuadrada nula con $df = c - 1$. El estadístico de prueba de razón de verosimilitud es igual a la diferencia en los valores de devianza para comparar los modelos.

La derivación de la devianza para GLMs binomiales se generaliza directamente para modelos GLMs multinomiales. Para datos agrupados con n_i ensayos para las observaciones en el escenario i de las variables explicativas, sea y_{ij} la proporción de observaciones en la categoría j . La devianza es la estadística de razón de verosimilitud que compara el doble del logaritmo de la verosimilitud multinomial $\Pi_i \left(\prod_j \pi_{ij}^{n_i y_{ij}} \right)$ evaluado para las probabilidades ajustadas del modelo $\{\tilde{\pi}_{ij}\}$ y la alternativa sin restricciones (modelo saturado) $\{\tilde{\pi}_{ij} = y_{ij}\}$. La devianza y el estadístico de Pearson son

$$G^2 = 2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^c n_i y_{ij} \log \frac{n_i y_{ij}}{n_i \hat{\pi}_{ij}}, \quad X^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^c \frac{(n_i y_{ij} - n_i \hat{\pi}_{ij})^2}{n_i \hat{\pi}_{ij}}. \quad (31)$$

Estos tienen la forma GLMs de Poisson y para GLMs binomiales

$$G^2 = 2 \sum \text{observados} \left(\frac{\text{observados}}{\text{ajustados}} \right), \quad X^2 = \sum \frac{(\text{observados} - \text{ajustados})^2}{\text{ajustados}},$$

con sumas tomadas sobre todos los conteos observados $\{n_i y_{ij}\}$ y los conteos ajustados $\{n_i \hat{\pi}_{ij}\}$. Como en el caso binario, G^2 y X^2 son estadísticas de bondad de ajuste que proporcionan una verificación de modelo global y tienen distribución nula aproximada chi-cuadrada cuando los recuentos de celdas esperadas superan en su mayoría el valor de 5. Los grados de libertad (gl) son iguales al número de probabilidades multinomiales modeladas, la cual es $N(C - 1)$, menos el número de parámetros del modelo. Para datos no agrupados (es decir, todos $n_i = 1$), como cuando al menos una variable explicativa es continua, la fórmula (31) para G^2 sigue siendo válida y se usa para comparar modelos insaturados anidados.

4.7. Modelos de elección discreta

Algunas aplicaciones de los modelos logit multinomiales se relacionan con la determinación de los efectos de las variables explicativas sobre la elección de un sujeto entre un conjunto discreto de opciones. Los modelos de variables de respuesta que constan de un conjunto discreto de opciones se denominan modelos de elección discreta. Train (2009) menciona que los modelos de elección discreta describen las elecciones que los decisores hacen entre diferentes alternativas. Los decisores son personas, empresas, o cualquier agente capaz de hacer una elección, y las alternativas son productos que compiten entre ellos, acciones o cualquier conjunto de opciones sobre las que se desea realizar una elección. En el marco de elección discreta, el conjunto de alternativas, llamado conjunto de elección, debe tener tres características. En primer lugar, las alternativas deben ser mutuamente excluyentes, escoger una de ellas implica necesariamente no escoger alguna otra. En segundo lugar, el conjunto de elección debe ser exhaustivo, es decir, todas las posibles alternativas deben estar contempladas. Por último, el número de alternativas debe ser finito.

En la mayoría de las aplicaciones de elección discreta, algunas variables explicativas toman diferentes valores para diferentes opciones de respuesta. Como predictores de la elección del sistema de transporte, el costo y el tiempo para llegar al destino toman valores diferentes para cada opción. Como predictor de la elección de la marca de un producto, el precio varía según la opción. Las variables explicativas de este tipo se denominan características de las elecciones. Se diferencian de los habituales, cuyos valores permanecen constantes en todo el conjunto de opciones. Tales características del seleccionador incluyen variables demográficas y socioeconómicas como género, raza, ingreso anual y nivel educativo.

A continuación se introduce el modelo de elección discreta para el caso de que las p variables explicativas sean todas características de las elecciones. Para el sujeto i y la opción de respuesta j , supongamos que $x_{ij} = (x_{ij1}, \dots, x_{ijp})$ denota los valores de esas variables. El modelo de elección discreta para la probabilidad de seleccionar la opción j es

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(x_{ij}\boldsymbol{\beta})}{\sum_{h=1}^c \exp(x_{ih}\boldsymbol{\beta})} \quad (32)$$

Para cada par de elecciones a y b , este modelo tiene la forma logit para probabilidades condicionales,

$$\log(\pi_{ia}/\pi_{ib}) = (x_{ia} - x_{ib})\boldsymbol{\beta}. \quad (33)$$

Condicionales a que la elección sea a o b , la influencia de una variable depende de la distancia entre los valores del sujeto de esa variable para esas elecciones. Si los valores son los mismos, el modelo afirma que la variable no influye en la elección entre a y b . Los efectos $\boldsymbol{\beta}$ son idénticos para cada par de opciones.

De la ecuación (33), las probabilidades de elegir a sobre b no dependen de las otras alternativas en el conjunto de opciones o de sus valores de las variables explicativas. Esta propiedad se conoce como independencia de alternativas irrelevantes. Para que esto sea del todo realista, el modelo debe utilizarse solo cuando las alternativas sean distintas y la persona que haga la elección las considere por separado.

4.8. Modelos logit multinomial como un modelo de elección discreta

Los modelos de elección discreta también pueden incluir características del seleccionador. Un modelo logit de categoría base (22) con tales variables explicativas se puede expresar en la forma de elección discreta (32) cuando reemplazamos cada variable explicativa por c variables artificiales. El j –ésimo logit del modelo logit de categoría base es el producto de la variable explicativa con una variable indicadora que es igual a 1 cuando la opción de respuesta es j . Por ejemplo, para una sola variable explicativa con valor x_i para el sujeto i y predictor lineal $\beta_{0j} + \beta_{1j}x_i$ para el j –ésimo logit, formamos los $1 \times 2c$ vectores

$$z_{i1} = (1, 0, \dots, x_i, 0, \dots, 0), \dots, z_{ic} = (0, 0, \dots, 1, 0, 0, \dots, x_i).$$

Sea $\boldsymbol{\beta} = (\beta_{01}, \dots, \beta_{0c}, \beta_{11}, \dots, \beta_{1c})^T$. Entonces $z_{ij}\boldsymbol{\beta} = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_i$, y la ecuación (22) es (con $\beta_{0c} = \beta_{1c} = 0$ por identificabilidad)

$$\begin{aligned} \pi_{ij} &= \frac{\exp(\beta_{0j} + \beta_{1j}x_i)}{\exp(\beta_{01} + \beta_{11}x_i) + \dots + \exp(\beta_{0c} + \beta_{1c}x_i)} \\ &= \frac{\exp(z_{ij}\boldsymbol{\beta})}{\exp(z_{i1}\boldsymbol{\beta}) + \dots + \exp(z_{ic}\boldsymbol{\beta})}. \end{aligned} \tag{34}$$

La ecuación (34) tiene la forma del modelo de elección discreta (32).

El modelo presentado en la ecuación (32) se extiende directamente a múltiples variables explicativas. Con este enfoque, el modelo de elección discreta es muy general. El modelo logit ordinario de categoría base es un caso especial.

CAPÍTULO 5: METODOLOGÍA

5.1. Un enfoque logit multinomial

Los modelos multinomiales introducidos por Mcfadden en 1974, son una herramienta de análisis que funcionan bajo el supuesto de que la variable categórica de interés sigue una distribución multinomial. Utiliza el método de máxima verosimilitud para estimar las probabilidades de cada elección, dado las características de los individuos o atributos de las elecciones.

Los distintos tipos de relaciones entre la variable de respuesta y las variables explicativas dan lugar a la creación de diferentes modelos. De manera general se podría decir que el modelo condicional se aplica a variables independientes que varían entre opciones, el modelo multinomial, en donde, los regresores son características específicas de los individuos y el modelo mixto una combinación de ambas variables.

En esta investigación, un modelo logit multinomial es usado para evaluar los determinantes de la elección en los siguientes regímenes cambiarios: fijo, intermedio, flexible y otro.

Considere una muestra de N países ($i = 1, \dots, N$). Cada uno se enfrenta a una elección entre J alternativas de regímenes de tipo de cambio ($Y_{it} = J$, donde $J = 0,1,2,3$, que indican respectivamente los regímenes fijo, intermedio, flexible y otro) en cada uno de los T períodos ($t = 1,2, \dots, T$). Asumiendo que el país considera el conjunto completo de alternativas, pero puede elegir solo una de ellas, el modelo puede ser especificado de la siguiente manera:

$$Y_{itj} = \beta_j X_{it} + \varepsilon_{itj} \quad (35)$$

donde β_j es el vector de coeficientes a estimar, X_{it} es el vector de variables explicativas y ε_{itj} es un término de error independiente e idénticamente distribuido de acuerdo a una densidad de probabilidad de tipo valor extremo.

Train (2009) menciona que, si los factores no observados que afectan a los decisores son independientes entre las elecciones repetidas, un modelo logit puede utilizarse para examinar los datos de panel de la misma forma como se usaría para examinar datos obtenidos de una sola vez. Cualesquiera dinámicas relacionadas con factores observados que entren en el proceso de decisión, como la dependencia del estado del decisor o la respuesta diferida a cambios en los atributos, se puede acomodar al modelo. Sin embargo, dinámicas asociadas a factores no observados no se pueden manejar, dado que los factores no observados no guardan relación entre elecciones.

De la situación anterior se desprende que si vemos el modelo, como un modelo de utilidad aleatoria, en donde el decisor n escoge la alternativa j que le reporta la mayor utilidad en la situación o periodo t se llega a la siguiente expresión:

$$U_{njt} = V_{njt} + \varepsilon_{njt} \quad \forall j, t. \quad (36)$$

Donde U_{njt} es la utilidad para el individuo n que representa la elección de la categoría j en el tiempo t , V_{njt} es el componente sistemático y ε_{njt} un término de error que se distribuye con densidad de valor extremo, independiente respecto a n , j y t . De esta manera cada situación de elección de cada decisor se convierte en una observación independiente. Si se especifica que la utilidad representativa de cada período dependa solo de las variables correspondientes a ese período, es decir, $V_{njt} = \beta' x_{njt}$, donde x_{njt} es el vector de variables que describe la alternativa j para el decisor n en el periodo t , entonces es así como no hay diferencia esencial entre el modelo logit con datos de panel y con datos puntuales.

Sin embargo es posible capturar aspectos dinámicos de comportamiento, esto a través de especificar que la utilidad representativa en cada periodo dependa de variables observadas en otros periodos. Por ejemplo alguna variable diferida puede representarse mediante la introducción de esa misma variable en el período $t - 1$ como variable explicativa en el período t .

Bajo los supuestos del modelo logit, la variable dependiente en períodos anteriores también se puede introducir como variable explicativa. Si se supone que existe una inercia en las elecciones de los decisores, de tal manera que tiendan a quedarse con la alternativa que escogieron anteriormente, esto a menos que alguna otra alternativa proporcione una utilidad mayor que justifique un cambio. Esta conducta se puede expresar como $V_{njt} = \alpha y_{nj(t-1)} + \beta x_{njt}$, donde $y_{nj(t-1)} = 1$ si n eligió j en el período t y 0 en el caso contrario.

La inclusión de la variable dependiente diferida no induce inconsistencia en la estimación, ya que en un modelo logit se supone que los errores deben ser independientes en el tiempo. Es así, que debido a esta independencia, la variable dependiente $y_{nj(t-1)} = 1$ no está correlacionada con el error actual ε_{njt} .

5.2. Datos

Esta investigación analiza un conjunto de datos de 21 países de América. Se realizan dos análisis, uno que contempla todos los países (escenario 1) y otro que incluye solo países latinoamericanos¹ (escenario 2) excluyendo a Estados Unidos y Canadá. Con respecto a la variable dependiente existe una discrepancia entre los regímenes cambiarios *de jure* y *de facto*, pues es de conocimiento general que los regímenes declarados no siempre corresponden con las políticas cambiarias reales.

Este estudio se enfoca en los regímenes cambiarios oficiales (*de jure*), cada país declara el régimen cambiario que adopta. Ahora bien, aunque el país pueda incumplir el régimen declarado, el anuncio refleja en si la decisión de la autoridad sobre cual acuerdo cambiario es el más apropiado para el país. Los países reportan sus manejos cambiarios al Fondo Monetario Internacional (FMI), el cual publica sus clasificaciones de régimen basados en estos reportes en el Informe Anual sobre Acuerdos Cambiarios y

¹ Los países latinoamericanos son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela.

Restricciones Cambiarias (AREAER, por sus siglas en inglés). Las categorías de los regímenes cambiarios provistos por el FMI se encuentran en el cuadro 5.

Cuadro 5. Clasificaciones que utilizan los sistemas 1998 y 2009.

	Sistema 1998	Sistema 2009
Fijo	Acuerdo sin una moneda nacional de curso legal	Acuerdo cambiario sin una moneda nacional de curso legal
	Acuerdo de caja de conversión	Acuerdo de caja de conversión
Intermedio	Acuerdo convencional	Acuerdo convencional
	Tipo de cambio dentro de bandas horizontales	Acuerdo estabilizado
	Cambio móvil	Tipos de cambio dentro de bandas horizontales
	Bandas móviles	Cambio móvil Arreglo reptante
Flexible	Flotación dirigida	Flotante
	Flotación independiente	Libre flotación
*Otro		

Fuente: Elaboración propia con información del FMI.

* Dicha clasificación solo pertenece al sistema 2009.

Inicialmente, se realiza una prueba con todas las variables explicativas para detectar su influencia sobre los regímenes, y en particular se analiza el peso de los determinantes: Teoría del área de moneda óptima, Tipos de Shock y Riesgos de crisis cambiaria. La definición de estas variables y su fuente, se encuentran en el cuadro 6, así mismo los enlaces donde se localizan exactamente los datos se encuentran incluidos en el Anexo 1. En el enlace siguiente <https://github.com/Anyinssan/R-gimen/tree/main> se proporciona un archivo con los datos de las variables explicativas utilizadas y los regímenes cambiarios de los diferentes países en el periodo analizado.

Cuadro 6. Variables explicativas.

	Variables	Definición	Fuente
Dependencia del estado del decisor	$y_{nj(t-1)}$	Variable dummy que toma el valor de 1 si n eligió j en el período t	Elaboración propia
Teoría del área de moneda óptima	Tamaño de la economía	Logaritmo natural del PIB per cápita	FMI
	Apertura	(Exportaciones+Importaciones)/PIB	Banco Mundial
Tipos de Shock	Cuenta corriente	Balance de cuenta corriente /PIB	FMI
	Inflación	Cambio porcentual anual promedio	FMI
	Términos de Intercambio	Variación anual de los términos de intercambio	Banco Mundial
	Variabilidad en exportaciones	Cambio porcentual en las cantidades	FMI
Riesgos de crisis cambiaria	Balance Fiscal	Balance fiscal	FMI
	Deuda externa	Deuda externa/PIB	FMI
	Oferta monetaria	Broad money/PIB	Banco Mundial

Fuente: Elaboración propia.

5.3. Implementación en software R

El análisis de los datos es llevado a cabo en el paquete estadístico “mlogit” (Croissant, 2020a). mlogit es un paquete para R que permite la estimación de modelos de utilidad aleatorios con situación de elección y / o variables específicas alternativas. Se implementan las principales extensiones del modelo multinomial básico (modelos heterocedásticos, anidados y de parámetros aleatorios).

La implementación de un modelo logit multinomial que contiene solo variables específicas individuales puede ser especificado de la siguiente manera (Sarrais y Daziano, 2017):

$$R > f1 = \text{elección} \sim 0 \mid \text{variable}_1 + \text{variable}_2 + \dots + \text{variable}_n \mid 0$$

$$R > f2 = \text{elección} \sim 0 \mid \text{variable}_1 + \text{variable}_2 + \dots + \text{variable}_n \mid 1$$

El primer cero de la formula indica que las variables del modelo son atributos de los individuos que no varían entre alternativas, y por lo tanto son variables específicas individuales. El último termino 0 o 1, se refiere al uso de un término de intersección.

La sintaxis general del paquete descrita en (Croissant, 2020b) es la siguiente:

```
mlogit ( formula, data, subset, weights, na.action, start = NULL, alt.subset = NULL,  
reflevel = NULL, nests = NULL, un.nest.el = FALSE, unscaled = FALSE, heterosc =  
FALSE, rpar = NULL, probit = FALSE, R = 40, correlation = FALSE, halton = NULL,  
random.nb = NULL, panel = FALSE, estimate = TRUE, seed = 10, ... )
```

Los códigos del programa realizado se encuentran en el Anexo 2.

CAPÍTULO 6: RESULTADOS

Se podría argumentar que las economías y las políticas que se aplican en los países de la región de Latinoamérica son parecidas en desarrollo y estructura, aunque claro, es evidente que existen diferencias significativas en la dinámica económica dentro de estos países y las diferentes subregiones. Sin embargo, podría decirse que son relativamente homogéneos y por lo tanto se pueden agrupar dentro de una misma muestra.

Siendo Estados Unidos y Canadá países con economías más desarrolladas y estables que las de los países latinoamericanos, pero dentro del mismo continente, se han incluido dentro de la muestra con la intención de hacer una comparativa, y así analizar si existen diferencias en las variables que determinan la elección de régimen cambiario.

6.1. Estimaciones generales

En los cuadros 7 y 8 se muestra los resultados de las estimaciones de los modelos que contienen todas las variables para los escenarios 1 y 2. Para ambas muestras se observa que la variable dummy que representa el estado del decisor es significativa pero solo para el régimen cambiario clasificado como otro ($\alpha = .001$). Para el escenario 1 la variable tamaño de la economía es significativa únicamente para el régimen intermedio ($\alpha = .001$), la apertura es significativa para los regímenes intermedio y flexible ($\alpha = .01$) y ($\alpha = 0$) respectivamente, las variables balance fiscal ($\alpha = 0$), deuda externa ($\alpha = .05$) y oferta monetaria ($\alpha = .001$) son significativas para el régimen cambiario flexible.

Para el escenario 2 se tiene que el tamaño de la economía es significativa para todos los regímenes con al menos un ($\alpha = .05$), las variables apertura y balance fiscal son significativas únicamente para el régimen flexible ($\alpha = .05$) y la deuda externa para los regímenes cambiarios flexibles y otro ($\alpha = .001$).

Cuadro 7. América. 2000-2019.

Régimen	Variable	Coficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	1.0377e+01	2.7110e+00	3.8278	0.0001293 ***
	Dummy	-8.5880e-01	8.0518e-01	-1.0666	0.2861571
	Tamaño de la economía	-8.2913e-01	2.7631e-01	-3.0008	0.0026931 **
	Apertura	-1.4329e-02	7.2852e-03	-1.9669	0.0491914 *
	Cuenta corriente	-8.4846e-03	4.0193e-02	-0.2111	0.8328115
	Inflación	9.9377e-03	1.4631e-02	0.6792	0.4970078
	Términos de intercambio	5.6125e-03	6.4395e-03	0.8716	0.3834448
	Variabilidad en exportaciones	2.7474e-02	2.2491e-02	1.2215	0.2218853
	Balance fiscal	1.8024e-02	6.3914e-02	0.2820	0.7779391
	Deuda externa	-6.3471e-03	9.0014e-03	-0.7051	0.4807366
	Oferta monetaria	-6.0807e-05	1.0412e-02	-0.0058	0.9953403
Flexible	Intercepto	7.3156e+00	2.9583e+00	2.4729	0.0134025 *
	Dummy	-3.2213e-01	8.2720e-01	-0.3894	0.6969685
	Tamaño de la economía	-1.0545e-01	2.9544e-01	-0.3569	0.7211455
	Apertura	-7.7712e-02	1.0252e-02	-7.5801	3.464e-14 ***
	Cuenta corriente	-4.5406e-02	4.2177e-02	-1.0765	0.2816839
	Inflación	9.9285e-03	1.4893e-02	0.6666	0.5049961
	Términos de intercambio	2.4217e-03	6.0013e-03	0.4035	0.6865525
	Variabilidad en exportaciones	7.3717e-03	2.3485e-02	0.3139	0.7536047
	Balance fiscal	3.5328e-01	6.7632e-02	5.2235	1.756e-07 ***
	Deuda externa	-1.4661e-02	8.8548e-03	-1.6557	0.0977851 .
	Oferta monetaria	2.4273e-02	9.0026e-03	2.6962	0.0070125 **
Otro	Intercepto	1.2169e+01	5.3572e+00	2.2716	0.0231118 *
	Dummy	-3.1165e+00	9.7402e-01	-3.1996	0.0013761 **
	Tamaño de la economía	-8.7218e-01	5.3304e-01	-1.6362	0.1017907
	Apertura	-3.3178e-03	1.9018e-02	-0.1745	0.8615109
	Cuenta corriente	2.8155e-02	8.3237e-02	0.3383	0.7351726
	Inflación	1.1054e-02	1.4635e-02	0.7553	0.4500425
	Términos de intercambio	3.6758e-03	2.2053e-02	0.1667	0.8676206
	Variabilidad en exportaciones	-2.4464e-02	4.0865e-02	-0.5986	0.5494071
	Balance fiscal	-4.0792e-02	1.0238e-01	-0.3984	0.6903022
	Deuda externa	-8.1175e-02	2.8318e-02	-2.8665	0.0041501 **
	Oferta monetaria	-4.1458e-03	2.6240e-02	-0.1580	0.8744602

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Cuadro 8. América Latina. 2000-2019

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	12.20767604	2.93548143	4.1587	3.201e-05 ***
	Dummy	-0.97905982	0.81819522	-1.1966	0.2314590
	Tamaño de la economía	-0.96065956	0.28852850	-3.3295	0.0008700 ***
	Apertura	-0.01144968	0.00732949	-1.5621	0.1182556
	Cuenta corriente	-0.00962586	0.04097975	-0.2349	0.8142918
	Inflación	0.00993700	0.01470527	0.6757	0.4992032
	Términos de intercambio	0.00522423	0.00661746	0.7895	0.4298425
	Variabilidad en exportaciones	0.02252102	0.02290609	0.9832	0.3255143
	Balance fiscal	0.02397734	0.06624209	0.3620	0.7173780
	Deuda externa	-0.01230963	0.00882435	-1.3950	0.1630274
	Oferta monetaria	-0.00886927	0.01124265	-0.7889	0.4301735
Flexible	Intercepto	12.82779889	3.34140097	3.8390	0.0001235 ***
	Dummy	-0.48218485	0.85128961	-0.5664	0.5711104
	Tamaño de la economía	-0.52437411	0.31708119	-1.6538	0.0981776 .
	Apertura	-0.07424017	0.01041223	-7.1301	1.003e-12 ***
	Cuenta corriente	-0.05287440	0.04315627	-1.2252	0.2205056
	Inflación	0.01007191	0.01490517	0.6757	0.4992104
	Términos de intercambio	0.00027075	0.00574196	0.0472	0.9623910
	Variabilidad en exportaciones	-0.00412668	0.02421110	-0.1704	0.8646595
	Balance fiscal	0.37574788	0.07422062	5.0626	4.136e-07 ***
	Deuda externa	-0.03016770	0.00924985	-3.2614	0.0011085 **
	Oferta monetaria	0.00022419	0.01086583	0.0206	0.9835386
Otro	Intercepto	14.64999815	5.60033078	2.6159	0.0088988 **
	Dummy	-3.25850749	0.99435953	-3.2770	0.0010492 **
	Tamaño de la economía	-1.03954874	0.54558473	-1.9054	0.0567301 .
	Apertura	-0.00055112	0.01918082	-0.0287	0.9770775
	Cuenta corriente	0.02739564	0.08307200	0.3298	0.7415648
	Inflación	0.01107818	0.01470936	0.7531	0.4513668
	Términos de intercambio	0.00270152	0.02191029	0.1233	0.9018701
	Variabilidad en exportaciones	-0.03088329	0.04115849	-0.7504	0.4530437
	Balance fiscal	-0.03097571	0.10301816	-0.3007	0.7636570
	Deuda externa	-0.08846056	0.02842428	-3.1121	0.0018573 **
	Oferta monetaria	-0.01818775	0.02620167	-0.6941	0.4875915

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

6.2. Estimaciones para grupos de factores determinantes

Los cuadros 9-14 muestran los resultados de los modelos ajustados por factores determinantes de la elección cambiaria: Teoría del Área de Moneda Óptima, Tipos de Shock y Riesgos de crisis cambiaria. Como primer acercamiento podemos observar que la variable dummy que mide la dependencia del estado del decisor es altamente significativa únicamente para el régimen cambiario “otro” ($\alpha = .05$).

Considerando las variables que pertenecen al factor de Teoría del Área de Moneda Óptima, los cuadros 9 y 10 representan las estimaciones del modelo, para el escenario 1 y 2 respectivamente. En ambos casos, se puede observar de manera general, aunque con algunas excepciones, que el tamaño de la economía y la apertura son altamente significativas, al menos un ($\alpha = .05$).

Cuadro 9. América.2000-2019.Teoría del área de moneda óptima.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	9.8710629	2.3670729	4.1702	3.044e-05***
	Dummy	-0.8623158	0.7967848	-1.0822	0.2791440
	Tamaño de la economía	-0.8002112	0.2334280	-3.4281	0.0006079***
	Apertura	-0.0122210	0.0056825	-2.1506	0.0315041 *
Flexible	Intercepto	3.0285161	2.4204627	1.2512	0.2108565
	Dummy	0.0819952	0.8034401	0.1021	0.9187129
	Tamaño de la economía	0.1685003	0.2339155	0.7203	0.4713114
	Apertura	-0.0529835	0.0073207	-7.2375	4.570e-13***
Otro	Intercepto	8.5389494	4.0354068	2.1160	0.0343442*
	Dummy	-2.8414149	0.9040051	-3.1431	0.0016715**
	Tamaño de la economía	-0.7049132	0.4069084	-1.7324	0.0832089 .
	Apertura	-0.0132993	0.0127956	-1.0394	0.2986341

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Cuadro 10. América Latina. 2000-2019. Teoría del área de moneda óptima.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	12.1775900	2.7915505	4.3623	1.287e-05 ***
	Dummy	-0.9265101	0.7996471	-1.1586	0.2465994
	Tamaño de la economía	-1.0434447	0.2785936	-3.7454	0.0001801 ***
	Apertura	-0.0122543	0.0057537	-2.1298	0.0331878 *
Flexible	Intercepto	9.1057320	3.0023354	3.0329	0.0024223 **
	Dummy	-0.1139081	0.8028567	-0.1419	0.8871759
	Tamaño de la economía	-0.4619433	0.2954880	-1.5633	0.1179766
	Apertura	-0.0554463	0.0077127	-7.1890	6.528e-13 ***
Otro	Intercepto	10.9138675	4.4621033	2.4459	0.0144490 *
	Dummy	-2.9039015	0.9066005	-3.2031	0.0013597 **
	Tamaño de la economía	-0.9566911	0.4501272	-2.1254	0.0335549 *
	Apertura	-0.0132258	0.0128949	-1.0257	0.3050518

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1

Para el caso de los Tipos de shock (cuadros 11 y 12), se observa que para ambas muestras únicamente la variable cuenta corriente es significativa ($\alpha = .001$), aunque solo dentro del régimen cambiario flexible.

Cuadro 11. América. 2000-2019. Tipos de shock.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	1.47620370	0.78306552	1.8852	0.059408 .
	Dummy	-0.95425371	0.78474490	-1.2160	0.223983
	Cuenta corriente	0.01577863	0.03566514	0.4424	0.658192
	Inflación	0.01045869	0.01343584	0.7784	0.436323
	Términos de intercambio	0.01109964	0.00972781	1.1410	0.253861
	Variabilidad en exportaciones	0.02398643	0.02197578	1.0915	0.275056
Flexible	Intercepto	1.83969938	0.78374042	2.3473	0.018908 *
	Dummy	-0.24150223	0.78495837	-0.3077	0.758339
	Cuenta corriente	0.09660960	0.03478737	2.7771	0.005484 **
	Inflación	0.00017438	0.01410536	0.0124	0.990136
	Términos de intercambio	0.00511070	0.00479061	1.0668	0.286054
	Variabilidad en exportaciones	-0.01471474	0.02086165	-0.7053	0.480593
Otro	Intercepto	1.16499070	0.82993997	1.4037	0.160407
	Dummy	-3.14192706	0.90646897	-3.4661	0.000528 ***
	Cuenta corriente	0.05302584	0.07052387	0.7519	0.452120
	Inflación	0.01088250	0.01346930	0.8079	0.419120
	Términos de intercambio	0.00502431	0.01893541	0.2653	0.790748
	Variabilidad en exportaciones	-0.01373147	0.04018970	-0.3417	0.732602

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1

Cuadro 12. América Latina.2000-2019. Tipos de shock

Régimen	Variable	Coeficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	1.5062424	0.7831710	1.9233	0.0544473 .
	Dummy	-0.9854681	0.7844233	-1.2563	0.2090085
	Cuenta corriente	0.0147225	0.0346502	0.4249	0.6709167
	Inflación	0.0104845	0.0142584	0.7353	0.4621419
	Términos de intercambio	0.0084603	0.0083055	1.0186	0.3083733
	Variabilidad en exportaciones	0.0239270	0.0214564	1.1151	0.2647873
Flexible	Intercepto	1.7507446	0.7858640	2.2278	0.0258941 *
	Dummy	-0.4355702	0.7872876	-0.5533	0.5800893
	Cuenta corriente	0.0899269	0.0343668	2.6167	0.0088789**
	Inflación	0.0059951	0.0143794	0.4169	0.6767332
	Términos de intercambio	0.0052276	0.0050995	1.0251	0.3053113
	Variabilidad en exportaciones	-0.0128416	0.0207929	-0.6176	0.5368409
Otro	Intercepto	1.1773675	0.8291315	1.4200	0.1556074
	Dummy	-3.1651716	0.9051447	-3.4969	0.0004708***
	Cuenta corriente	0.0529999	0.0687755	0.7706	0.4409315
	Inflación	0.0108824	0.0142760	0.7623	0.4458903
	Términos de intercambio	0.0042639	0.0166185	0.2566	0.7975072
	Variabilidad en exportaciones	-0.0116962	0.0393642	-0.2971	0.7663679

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Los cuadros 13 y 14 muestran los resultados para los modelos que incluyen las variables relacionadas a los riesgos de crisis cambiaria. Para el escenario 1 tenemos que en el régimen intermedio, la variable oferta monetaria ($\alpha = .01$) es significativa. La situación anterior no sucede para el caso de los regímenes flexible y otro, en cuyo caso la variable explicativa de significancia estadística es el balance fiscal ($\alpha = 0$) y ($\alpha = .05$).

De igual manera para el escenario 2, la variable oferta monetaria es significativa ($\alpha = .001$) para el régimen intermedio, pero también lo es para el régimen flexible ($\alpha = .001$). El balance fiscal influye de manera significativa con signo positivo ($\alpha = 0$) para el régimen flexible y también para el régimen otro ($\alpha = .05$).

Cuadro 13. América 2000-2019. Riesgos de crisis cambiaria.

Régimen	Variable	Coeficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	2.4655910	0.8370169	2.9457	0.0032224 **
	Dummy	-0.9792885	0.7854980	-1.2467	0.2125037
	Balance fiscal	-0.0144250	0.0496352	-0.2906	0.7713413
	Deuda externa	-0.0017588	0.0074480	-0.2361	0.8133189
	Oferta monetaria	-0.0153873	0.0073076	-2.1057	0.0352337 *
Flexible	Intercepto	1.6613195	0.8218663	2.0214	0.0432385 *
	Dummy	-0.6662711	0.7914255	-0.8419	0.3998652
	Balance fiscal	0.1711152	0.0496445	3.4468	0.0005672 ***
	Deuda externa	0.0097343	0.0067486	1.4424	0.1491863
	Oferta monetaria	0.0019454	0.0058603	0.3320	0.7399133
Otro	Intercepto	1.2656234	1.0898756	1.1613	0.2455382
	Dummy	-2.9976923	0.9043506	-3.3147	0.0009173 ***
	Balance fiscal	-0.1282793	0.0717284	-1.7884	0.0737108 .
	Deuda externa	0.0045411	0.0113577	0.3998	0.6892867
	Oferta monetaria	-0.0155856	0.0166559	-0.9357	0.3494088

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1

Cuadro 14. América Latina. 2000-2019. Riesgos de crisis cambiaria

Régimen	Variable	Coeficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	2.96723007	0.88898081	3.3378	0.0008445 ***
	Dummy	-0.92221197	0.78714105	-1.1716	0.2413590
	Balance fiscal	-0.00822919	0.05028208	-0.1637	0.8699983
	Deuda externa	-0.00484488	0.00679487	-0.7130	0.4758334
	Oferta monetaria	-0.02342949	0.00861611	-2.7193	0.0065427 **
Flexible	Intercepto	3.39737084	0.89572118	3.7929	0.0001489 ***
	Dummy	-0.61630572	0.79776947	-0.7725	0.4397970
	Balance fiscal	0.21812202	0.05384232	4.0511	5.097e-05 ***
	Deuda externa	-0.00389909	0.00694575	-0.5614	0.5745497
	Oferta monetaria	-0.02465294	0.00820337	-3.0052	0.0026539 **
Otro	Intercepto	1.58474288	1.20550256	1.3146	0.1886474
	Dummy	-2.92043155	0.90251935	-3.2359	0.0012127 **
	Balance fiscal	-0.12762632	0.07024942	-1.8168	0.0692539 .
	Deuda externa	0.00099607	0.01008795	0.0987	0.9213455
	Oferta monetaria	-0.01992784	0.01911763	-1.0424	0.2972355

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1

6.3. Estimaciones generales (variables significativas)

A continuación, se presentan las estimaciones únicamente para las variables que fueron significativas, tanto para las estimaciones generales, como para las variables agrupadas en factores determinantes, en el caso de los factores de OCA todas las variables resultaron significativas en la primera estimación, por lo que no son incluidas nuevamente en esta sección.

En los cuadros 15 y 16 se muestra los resultados de las estimaciones de los modelos que contienen todas las variables significativas para los escenarios 1 y 2. Se observa que para ambas muestras la variable dummy sigue siendo significativa únicamente para el régimen cambiario otro ($\alpha = .001$). Para el escenario 1 la variable tamaño de la economía es significativa para el régimen intermedio ($\alpha = .001$) y para el régimen otro ($\alpha = .01$). La apertura es significativa para los regímenes intermedio y flexible ($\alpha = .05$) y ($\alpha = 0$) respectivamente, la variable balance fiscal también es significativa ($\alpha = 0$) y ($\alpha = 0.01$) para el régimen flexible y otro respectivamente. La oferta monetaria ($\alpha = .01$) es significativa para el régimen flexible.

Para el escenario 2 se tiene que el tamaño de la economía es significativa para todos los regímenes con al menos un ($\alpha = .05$), la variable apertura es significativa para los regímenes intermedio ($\alpha = .05$) y flexible ($\alpha = 0$), el balance fiscal es significativo para el régimen flexible ($\alpha = 0$) y otro ($\alpha = .05$). Para este escenario que únicamente abarca los países de Latinoamérica resulta que la oferta monetaria no es significativa, y por lo contrario la deuda externa ocupa su lugar con una significancia ($\alpha = 0.001$) para el régimen flexible.

McFadden sugirió que valores de R^2 entre .2 y .4 deben tomarse para representar un ajuste muy bueno del modelo (Louviere et al, (2000), citado en Lee, 2013). Por lo anterior se puede decir que el ajuste de los modelos con las variables significativas para ambos escenarios es muy bueno, pues se tiene un R^2 de McFadden de .25707 y 0.2319 para el escenario 1 y 2 respectivamente.

Cuadro 15. América. (Variables significativas) 2000-2019.

Régimen	Variable	Coeficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	10.3504209	2.6750008	3.8693	0.0001091 ***
	Dummy	-0.8817894	0.7975426	-1.1056	0.2688854
	Tamaño de la economía	-0.8264574	0.2761649	-2.9926	0.0027659 **
	Apertura	-0.0108422	0.0064513	-1.6806	0.0928384 .
	Balance fiscal	-0.0015893	0.0534671	-0.0297	0.9762872
	Oferta monetaria	-0.0067076	0.0097414	-0.6886	0.4910964
Flexible	Intercepto	6.8908180	2.9355941	2.3473	0.0189083 *
	Dummy	-0.2485059	0.8180744	-0.3038	0.7613037
	Tamaño de la economía	-0.1322112	0.2952580	-0.4478	0.6543105
	Apertura	-0.0711686	0.0092931	-7.6582	1.887e-14 ***
	Balance fiscal	0.3132717	0.0598735	5.2322	1.675e-07 ***
	Oferta monetaria	0.0176865	0.0081630	2.1667	0.0302596 *
Otro	Intercepto	9.6769542	4.3828039	2.2079	0.0272487 *
	Dummy	-2.9017411	0.9210379	-3.1505	0.0016298 **
	Tamaño de la economía	-0.8776633	0.4463501	-1.9663	0.0492626 *
	Apertura	-0.0054973	0.0144341	-0.3809	0.7033080
	Balance fiscal	-0.1460432	0.0735737	-1.9850	0.0471452 *
	Oferta monetaria	-0.0127190	0.0229397	-0.5545	0.5792675

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

McFadden R²: 0.25707

Likelihood ratio test : chisq = 238.12 (p.value = < 2.22e-16)

Cuadro 16. América Latina. (Variables significativas) 2000-2019.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	12.6963765	2.8524907	4.4510	8.548e-06 ***
	Dummy	-0.9350394	0.8051095	-1.1614	0.2454867
	Tamaño de la economía	-1.0482365	0.2784168	-3.7650	0.0001666 ***
	Apertura	-0.0127345	0.0058153	-2.1898	0.0285375 *
	Balance fiscal	-0.0027135	0.0528892	-0.0513	0.9590823
	Deuda externa	-0.0101303	0.0070308	-1.4408	0.1496316
Flexible	Intercepto	12.7126028	3.2788414	3.8772	0.0001057 ***
	Dummy	-0.2326391	0.8243033	-0.2822	0.7777709
	Tamaño de la economía	-0.5836304	0.3097714	-1.8841	0.0595557 .
	Apertura	-0.0713456	0.0094974	-7.5121	5.818e-14 ***
	Balance fiscal	0.3046180	0.0628691	4.8453	1.264e-06 ***
	Deuda externa	-0.0230091	0.0081343	-2.8286	0.0046747 **
Otro	Intercepto	11.5887689	4.5305850	2.5579	0.0105307 *
	Dummy	-2.9938620	0.9296692	-3.2204	0.0012803 **
	Tamaño de la economía	-1.0990926	0.4520830	-2.4312	0.0150500 *
	Apertura	-0.0082593	0.0132233	-0.6246	0.5322333
	Balance fiscal	-0.1337952	0.0723116	-1.8503	0.0642761 .
	Deuda externa	-0.0034626	0.0101049	-0.3427	0.7318466

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

McFadden R²: 0.2319

Likelihood ratio test : chisq = 201.82 (p.value = < 2.22e-16)

Los cuadros 17-20 muestran los resultados de los modelos ajustados por factores determinantes de la elección cambiaria: Tipos de Shock y Riesgos de crisis cambiaria. Como primer acercamiento se puede observar que la variable dummy que mide la dependencia del estado del decisor es altamente significativa en todas las estimaciones, pero esto sucede únicamente para el régimen cambiario “otro” ($\alpha = 0.001$).

6.4. Estimaciones para grupos de factores determinantes (variables significativas)

Para el caso de los Tipos de shock (cuadros 17 y 18), se observa que para ambos escenarios únicamente la cuenta corriente resultó significativa para el régimen cambiario flexible ($\alpha = 0.001$), y para el régimen otro ($\alpha = 0.01$).

Cuadro 17. América. 2000-2019. (variables significativas) Tipos de shock.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	1.832121	0.767102	2.3884	0.016923 *
	Dummy	-1.090824	0.782764	-1.3936	0.163452
	Cuenta corriente	0.021310	0.034943	0.6099	0.541957
Flexible	Intercepto	1.815547	0.774633	2.3438	0.019091 *
	Dummy	-0.286198	0.788172	-0.3631	0.716518
	Cuenta corriente	0.090416	0.033255	2.7189	0.006550 **
Otro	Intercepto	1.355095	0.810965	1.6710	0.094728 .
	Dummy	-2.911469	0.887661	-3.2799	0.001038 **
	Cuenta corriente	0.128363	0.060722	2.1139	0.034521 *

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Cuadro 18. América Latina. 2000-2019. (variables significativas) Tipos de shock.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	1.828072	0.766700	2.3843	0.0171098 *
	Dummy	-1.092324	0.782750	-1.3955	0.1628664
	Cuenta corriente	0.019700	0.033743	0.5838	0.5593267
Flexible	Intercepto	1.807545	0.774094	2.3350	0.0195411 *
	Dummy	-0.505642	0.788615	-0.6412	0.5214073
	Cuenta corriente	0.086388	0.032805	2.6334	0.0084528 **
Otro	Intercepto	1.349231	0.809986	1.6657	0.0957639 *
	Dummy	-2.926694	0.886624	-3.3009	0.0009636 ***
	Cuenta corriente	0.121026	0.059117	2.0472	0.0406372 *

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Los cuadros 19 y 20 muestran los resultados para los modelos que incluyen las variables relacionadas a los riesgos de crisis cambiaria. Para el escenario 1 tenemos que en el régimen intermedio, la variable oferta monetaria ($\alpha = 0.01$) es significativa, esta situación no sucede para el caso de los regímenes flexible y otro, en donde la variable explicativa de significancia estadística es el balance fiscal ($\alpha = 0.001$) y ($\alpha = 0.01$). Para el escenario 2, la variable oferta monetaria es significativa ($\alpha = 0.01$) pero también lo es para el régimen flexible ($\alpha = .001$). El balance fiscal influye de manera significativa ($\alpha = 0$) para el régimen flexible y ($\alpha = 0.01$) para el régimen otro.

Además de todos los cuadros presentados con sus respectivas estimaciones, se realizaron otras donde la categoría base fue el régimen flexible, esto se hizo para obtener

alguna información adicional sobre el régimen fijo. Sin embargo, se encontró que las variables de significancia fueron realmente las mismas, con excepción de la inflación en las estimaciones generales y variabilidad en exportaciones en tipos de Shock, es por esta razón que los cuadros correspondientes se colocaron en la sección de anexos (Anexos 4 y 5).

Cuadro 19. América 2000-2019. (variables significativas) Riesgos de crisis cambiaria.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	2.3910977	0.8201752	2.9153	0.003553 **
	Dummy	-0.9819688	0.7846446	-1.2515	0.210759
	Balance fiscal	-0.0139648	0.0479713	-0.2911	0.770968
	Oferta monetaria	-0.0153252	0.0068363	-2.2417	0.024978 *
Flexible	Intercepto	1.8601707	0.8096102	2.2976	0.021584 *
	Dummy	-0.6047870	0.7890054	-0.7665	0.443368
	Balance fiscal	0.1579601	0.0481459	3.2809	0.001035 **
	Oferta monetaria	0.0050313	0.0053517	0.9401	0.347155
Otro	Intercepto	1.3308080	1.0624401	1.2526	0.210353
	Dummy	-2.9614330	0.9010407	-3.2867	0.001014 **
	Balance fiscal	-0.1415717	0.0655704	-2.1591	0.030844 *
	Oferta monetaria	-0.0142881	0.0164791	-0.8670	0.385918

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1

Cuadro 20. América Latina. 2000-2019. (variables significativas) Riesgos de crisis cambiaria.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Intermedio	Intercepto	2.8184478	0.8647836	3.2591	0.0011175 **
	Dummy	-0.9489847	0.7861317	-1.2072	0.2273716
	Balance fiscal	-0.0030380	0.0494109	-0.0615	0.9509727
	Oferta monetaria	-0.0238429	0.0085899	-2.7757	0.0055085 **
Flexible	Intercepto	3.2742186	0.8671577	3.7758	0.0001595 ***
	Dummy	-0.6359728	0.7965734	-0.7984	0.4246467
	Balance fiscal	0.2217170	0.0535182	4.1428	3.43e-05 ***
	Oferta monetaria	-0.0249872	0.0081853	-3.0527	0.0022680 **
Otro	Intercepto	1.6373281	1.1740961	1.3945	0.1631535
	Dummy	-2.9122817	0.8984795	-3.2413	0.0011897 **
	Balance fiscal	-0.1341606	0.0655005	-2.0482	0.0405367 *
	Oferta monetaria	-0.0206571	0.0192445	-1.0734	0.2830903

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1

Debido a que en primera instancia no existe una interpretación lineal en los parámetros, pues en el modelo multinomial, el predictor lineal es igual al logaritmo de la razón de momios respecto a la categoría base, en la siguiente sección se presentan diferentes grupos de gráficas, para observar la influencia de las variables significativas sobre los regímenes cambiarios y sobre las cuales se puede tener una mejor apreciación e interpretación de las variables explicativas sobre la variable de interés..

6.5. Análisis grafico para América

Las gráficas presentadas son hechas en base a las variables que resultaron significativas en la estimación general del escenario 1, es decir, las que se encuentran en el cuadro 15. Se ha eliminado la variable dummy, pues solo toma valor 0 o 1, y no contiene números intermedios en el intervalo.

Los países que poseen un poder adquisitivo más alto se inclinaran a elegir regímenes cambiarios flexibles, sin embargo en la práctica en ocasiones ocurre lo que se conoce como “miedo a flotar”, es decir, la combinación de diferentes factores y la intervención del estado en la decisión cambiaria, provocan la adopción de un régimen fijo. Esta situación se ve reflejada en la Figura 1, pues a medida que aumenta el tamaño de la economía los países tienen más probabilidad de escoger un régimen flexible, pero al mismo tiempo algunos también optarán por uno fijo. La probabilidad de escoger un régimen intermedio a medida que crece la economía cae drásticamente, y dentro del régimen otro la probabilidad esta suavizada.

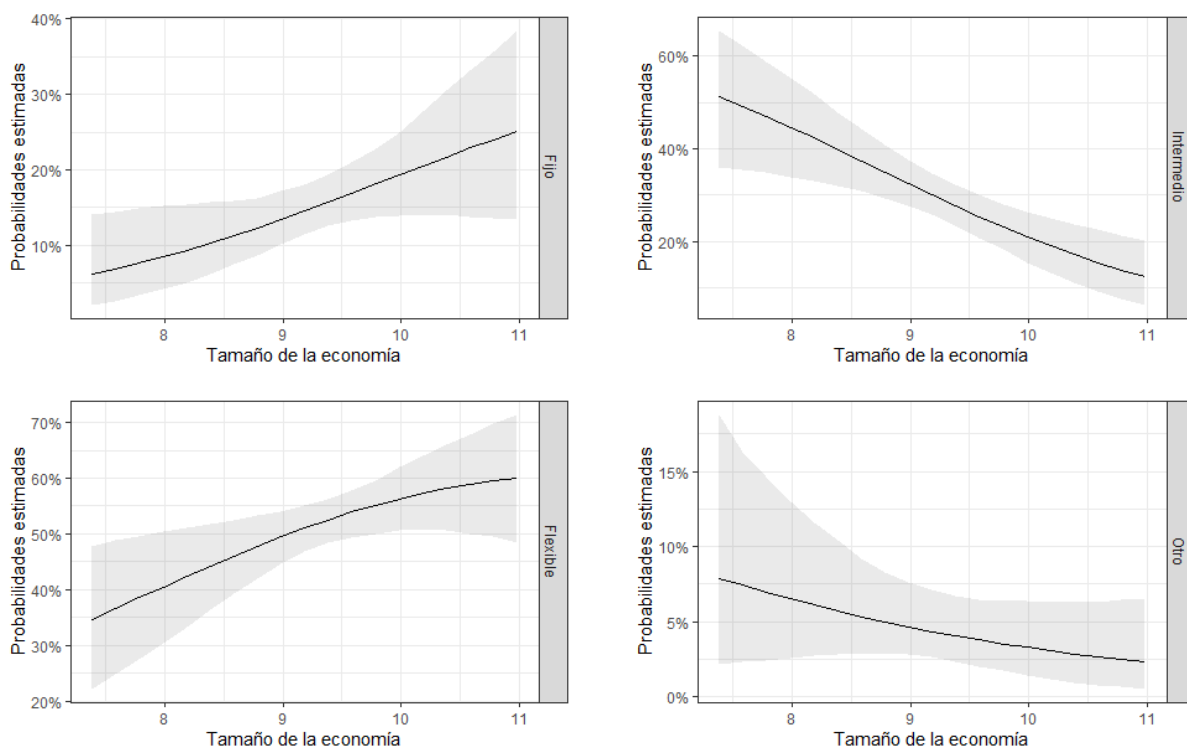


Figura 1. América. Probabilidades estimadas para diferentes valores de tamaño de economía

En la Figura 2 se encuentra la influencia de la apertura en los regímenes cambiarios, se puede observar que a medida que aumenta el comercio exterior de un país como porcentaje del PIB, la probabilidad de escoger un régimen flexible cae drásticamente, y por el contrario la adopción de un régimen fijo o intermedio se hace más factible. Esta situación aparentemente contradice la Teoría del área de moneda óptima, sin embargo en la muestra analizada aquellos países que tienen un comercio más alto como porcentaje del PIB se han inclinado por regímenes diferentes al régimen flexible.

Por la Figura 3, se puede inferir que tener un saldo positivo en el balance fiscal de los países aumenta considerablemente las probabilidades de tener un régimen flexible, así mismo en la gráfica 4, se observa que debido a una mayor oferta monetaria como porcentaje del PIB las probabilidades se inclinarán por la adopción de este régimen, de lo contrario la baja oferta monetaria hará más posible optar por un régimen intermedio.

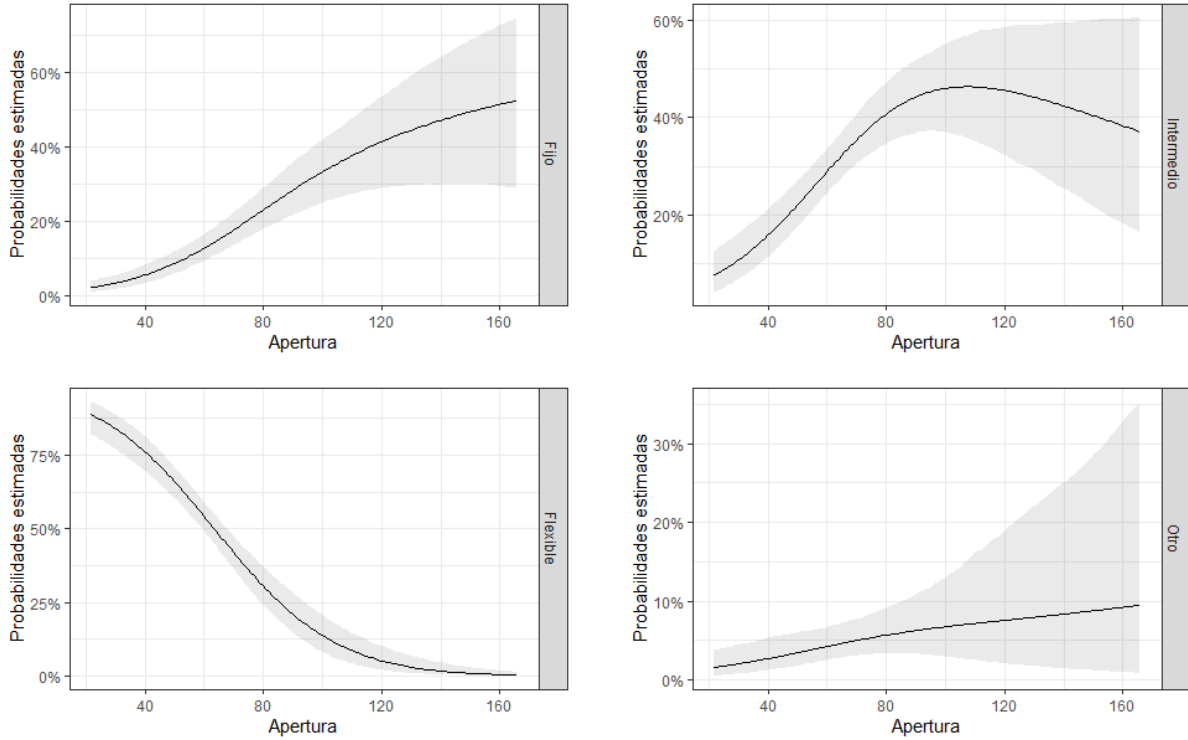


Figura 2. América. Probabilidades estimadas para diferentes valores de apertura

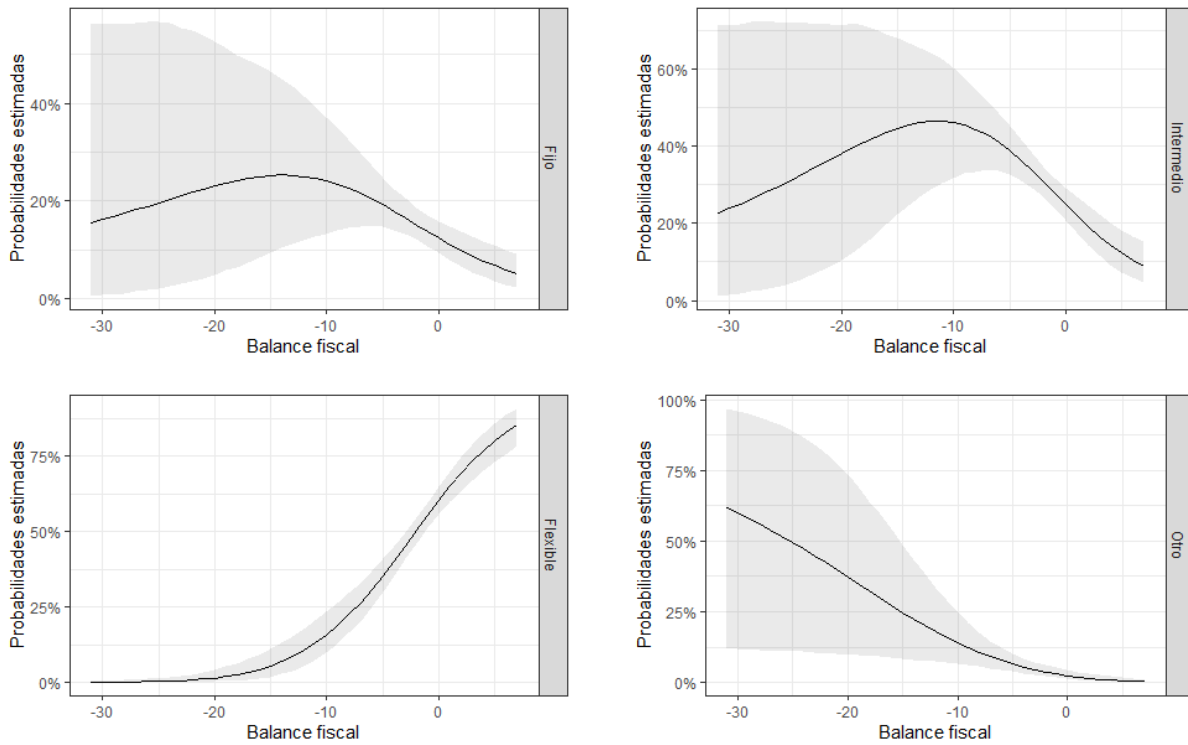


Figura 3. América. Probabilidades estimadas para diferentes valores de balance fiscal

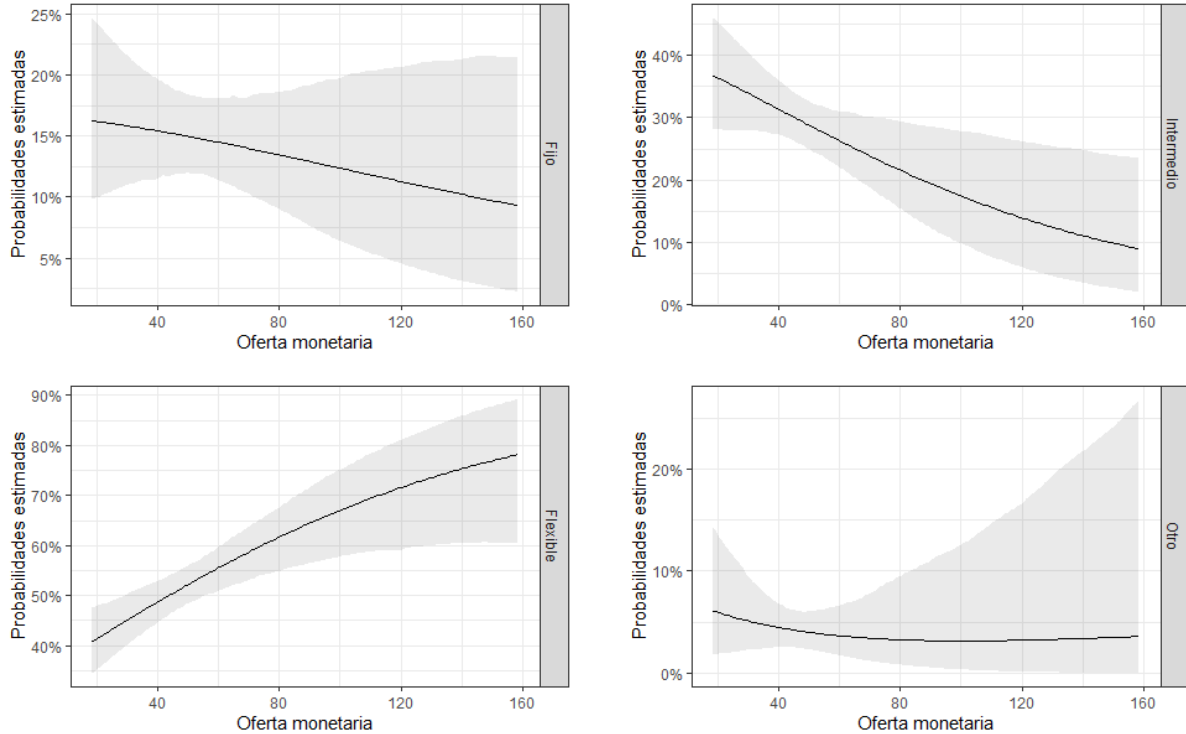


Figura 4. América. Probabilidades estimadas para diferentes valores de oferta monetaria

6.5. Análisis grafico para América Latina

Las gráficas presentadas son hechas en base a las variables que resultaron significativas en la estimación general del escenario 2, es decir, las que se encuentran en el cuadro 16. Al igual que para las gráficas del escenario 1, se ha eliminado la variable dummy.

La Figura 5 refleja que la variable tamaño de la economía provoca un efecto similar al de la muestra para América, pues los países que poseen un poder adquisitivo más alto aumentan su probabilidad de elegir regímenes cambiarios flexibles, sin embargo también hay adopción de regímenes fijos, situación que ocurre debido al miedo a flotar.

En la Figura 6 se observa que a medida que aumenta la apertura la probabilidad de un régimen flexible se vuelve muy baja, al igual que la gráfica 3, esta situación parece contradecir la Teoría del área de moneda óptima, sin embargo los países analizados han optado por regímenes diferentes al flexible cuando se incrementa su comercio exterior.

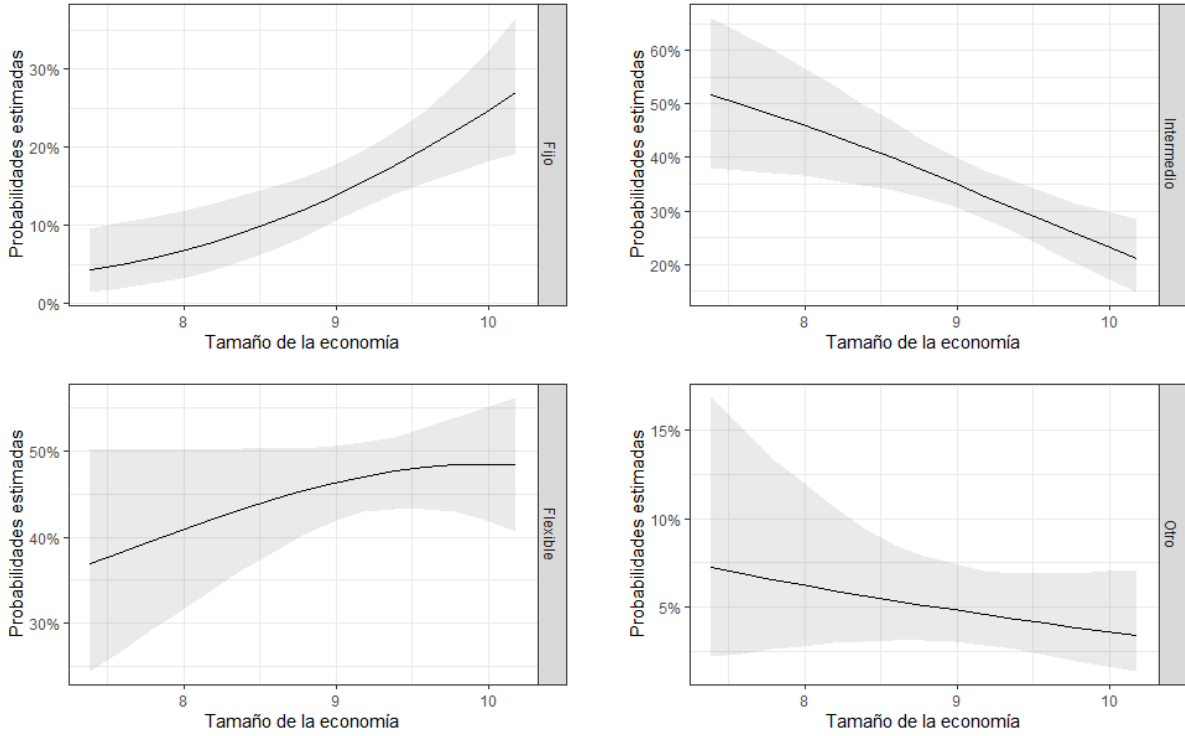


Figura 5. América Latina. Probabilidades estimadas para diferentes valores de tamaño de economía

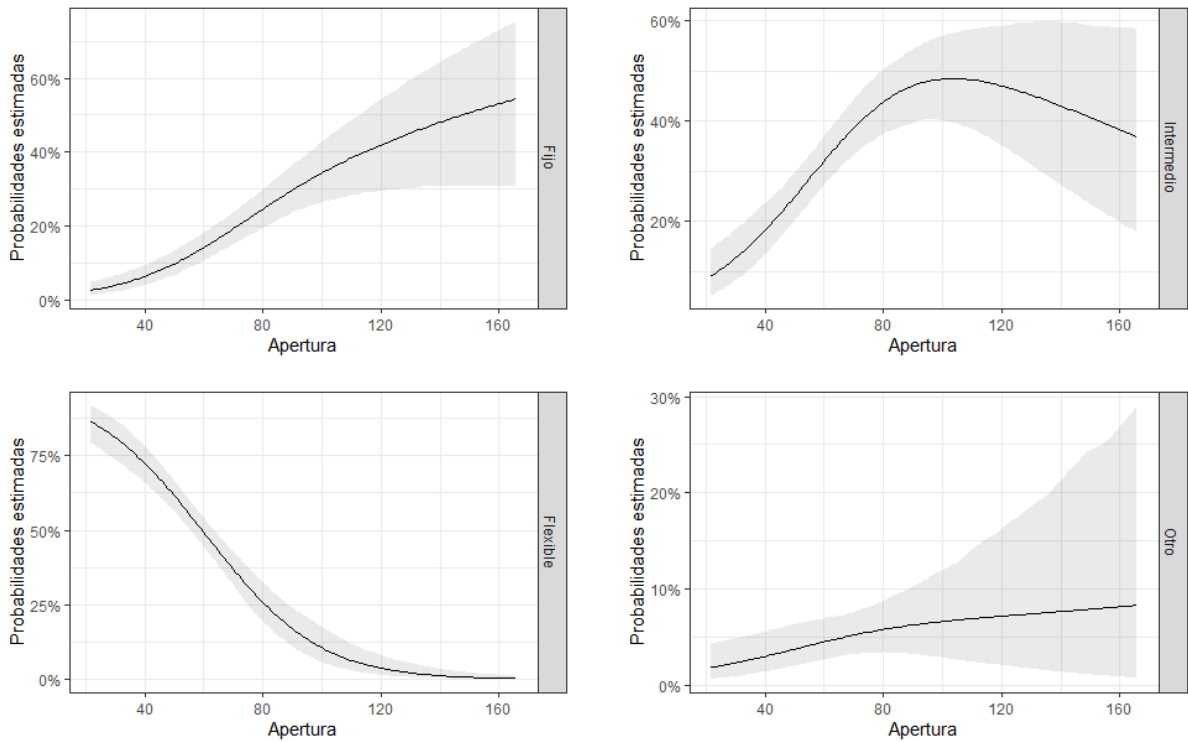


Figura 6. América Latina. Probabilidades estimadas para diferentes valores de apertura

La Figura 7 refleja la misma situación que la Figura 3 hecha para la muestra de América, pues tener un balance fiscal positivo hará que los países incrementen sus probabilidades de escoger un régimen cambiario flexible, y cuando el balance fiscal sea muy negativo se optará por el régimen otro.

Por la Figura 8 se infiere que los países que van incrementando su deuda externa, aumentan sus probabilidades por optar un régimen fijo, y la probabilidad de un régimen flexible cae considerablemente. Se sabe que el país más endeudado de América es Estados Unidos, sin embargo este país no pertenece a las gráficas de esta muestra, y cuando se incluye en la muestra de todos los países de América la variable resulta ser no significativa, situación que contrasta con América Latina, pues en general los países los países con menos deuda tienen régimen flexible.

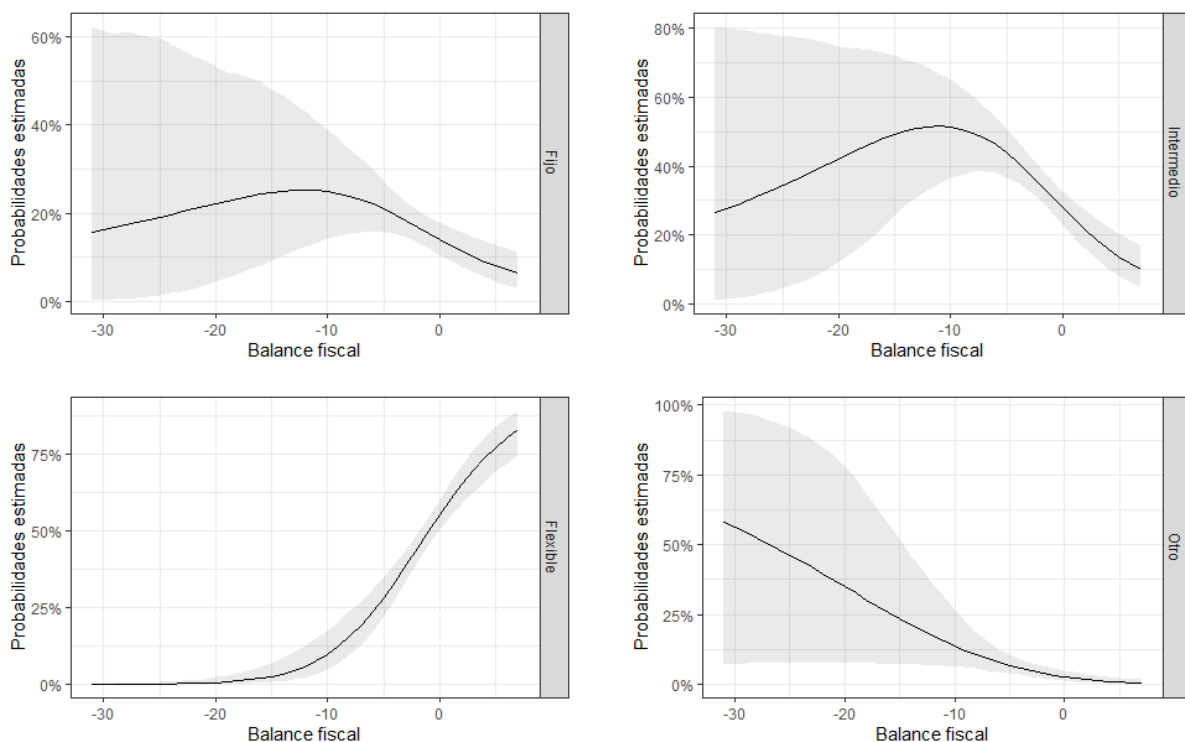


Figura 7. América Latina. Probabilidades estimadas para diferentes valores de balance fiscal

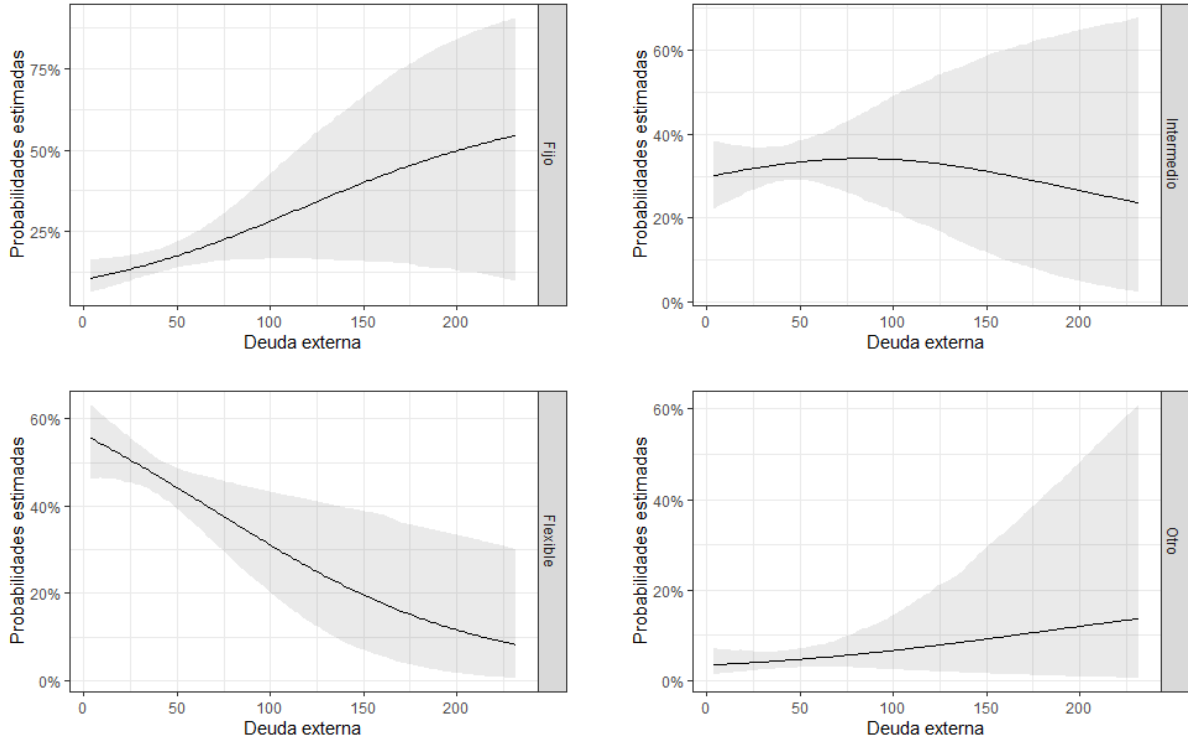


Figura 8. América Latina. Probabilidades estimadas para diferentes valores deuda externa

CAPÍTULO 7: CONCLUSIONES

En esta investigación se ha analizado el efecto de varias variables económicas en la elección de régimen cambiario (fijo, intermedio, flexible y otro). En esencia se ha utilizado un modelo logit multinomial para las elecciones *de jure* publicadas por el FMI en el AREAER, para 19 países latinoamericanos, Estados Unidos y Canadá en el periodo 2000-2019.

Todas las variables que se consideraron se encuentran de manera pública y gratuita en los sitios oficiales, se probó su influencia en la elección de régimen cambiaria sobre lo que se denominó escenario 1 (América) y 2 (Latinoamérica), primero de manera general y después en grupos de factores determinantes: Teoría del área de moneda optima, Tipos de shock y Riesgos de crisis cambiaria.

Posteriormente se realizaron nuevamente las estimaciones, pero dejando únicamente las variables significativas, con las variables resultantes se realizaron gráficas para estimar probabilidades de elección de la variable de respuesta de acuerdo al incremento o decremento de las variables explicativas.

Se pudo observar que la variable dummy, que es la que mide la decisión tomada en el tiempo t-1, solo fue significativa en el régimen cambiario de categoría otro, pero con signo negativo. Lo cual significa que dentro de este régimen es importante puntualizar la importancia de la elección anterior para explicar el régimen actual. Los países con arreglos caracterizados por cambios frecuentes en las políticas pueden caer en esta categoría.

Respecto a las variables OCA, encontramos que el tamaño de la economía y la apertura son significativas en casi todas las estimaciones, y aunque muestran un signo negativo en las estimaciones, la interpretación debe darse a través de las gráficas de probabilidades, mismas donde se observa que el incremento de la economía aumenta la probabilidad de regímenes flexibles, pero también de fijos. El incremento del comercio exterior, medido por la variable apertura, denota la caída en los regímenes flexibles. Las estimaciones de probabilidades graficadas mostraron que a mayor tamaño de la económica se tiende a elegir un régimen flexible, lo encontrado concuerda con la Teoría

del área de moneda óptima, pues países con altos niveles de PIB per cápita tienden a escoger regímenes cambiarios flexibles.

En el caso de la apertura, a pesar que la teoría dice que a mayor proporción de esta, la opción de un régimen flexible se vuelve más factible, resultó que la mayoría de los países analizados que tienen un mayor grado de comercio exterior optan por regímenes diferentes al flexible, inclinándose más por el régimen fijo.

Dentro de las variables Tipo de shock solo la cuenta corriente es significativa para el régimen flexible para ambos escenarios. La mayoría de los países analizados muestran déficit en cuenta corriente a través del tiempo, por lo cual para esta variable, se podría interpretarse como una tendencia de los países con déficit a la elección de regímenes flexibles.

En las variables de riesgo de crisis cambiaria se observa que para ambos escenarios el balance fiscal tiene un comportamiento similar, pues balances fiscales positivos muestran tendencia de probabilidad hacia los regímenes flexibles, y un decremento de probabilidad hacia el régimen otro.

Respecto a la variable oferta monetaria existe un comportamiento curioso, pues los datos de los países latinoamericanos muestran mucha inconsistencia debido tal vez a malas políticas hechas en estos países, caso contrario a Estados Unidos y Canadá cuyos datos tienden a ser más uniformes. Esta situación se ve reflejada en el hecho de que la oferta monetaria resulta ser significativa para el régimen flexible en el escenario de América, pero no aparece significativa en el escenario de Latinoamérica, en cuyo caso toma su lugar la deuda externa. Este contexto indicaría que la adopción de buenas políticas fiscales y monetarias conduce a la elección de regímenes cambiarios flexibles.

Retomando la deuda externa como variable significativa dentro del escenario de Latinoamérica, se sabe que algunos de los países con las economías más desarrolladas y que utilizan regímenes flexibles, tienden a tener grandes proporciones de deuda, sin embargo en la región latinoamericana los países con menor cantidad de deuda optan por

regímenes flexibles, y cuando esta se incrementa tienden por moverse a otros regímenes cambiarios, en especial el régimen fijo.

Los datos analizados en esta investigación muestran solidez con la teoría de la elección cambiaria, esta situación se ve reflejada en las diferencias de los resultados para los escenarios analizados. Como punto adicional es importante aclarar que el supuesto de independencia en las elecciones del modelo logit es muy fuerte, sin embargo la naturaleza de las variables explicativas no permite hacer otro tipo de análisis y de esta manera llegar a hacer una comparativa de diferentes modelos de estimación. Por otro lado, es importante observar que la hipótesis de independencia no es tan restrictiva como pudiera parecer a simple vista, pues este hecho se puede interpretar como el resultado natural de un modelo bien especificado.

CAPÍTULO 8: BIBLIOGRAFÍA

- Agresti, A. (2013). *Categorical Data Analysis*. Nueva Jersey: John Wiley & Sons.
- Agresti, A. (2015). *Foundations of Linear and Generalized Linear Models*. Nueva Jersey : John Wiley & Sons.
- Alivey, R. (2014). Determinants of the Choice of Exchange Rate Regime in Resource-Rich Countries. *CERGE-EI Working Paper Series 527*, 1-35.
- Álvarez Ondina, P., Pérez Rivero, J. L., de Vicente Queijeiro, S., & Vicente Cuervo, M. R. (2007). ¿ Por qué los países fijan el tipo de cambio? . *Applied Economic Department Working Papers. University of Oviedo*.
- Álvarez Ondina, P., Pérez Rivero, J. L., de Vicente Queijeiro, S., & Vicente Cuervo, M. R. (2011). The determinants of the choice of exchange rate regimes. *Cuadernos de economía* , 55-61.
- Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics* 12, 101-121.
- Bermúdez Rubio, D., Pineda Ríos , W., & Díaz Prieto, E. J. (2017, Noviembre). Obtenido de:<https://repository.usta.edu.co/bitstream/handle/11634/10375/2018d%C3%ADazedinson.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Croissant , Y. (2012). *Estimation of multinomial logit models in R : The mlogit Packages*. Obtenido de:
[dhttp://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.303.7401&rep=rep1&type=pdf](http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.303.7401&rep=rep1&type=pdf)
- Croissant, Y. (2020a). mlogit: Random Utility Models in R. *Journal of statistical Software* 95, 1-41.
- Croissant, Y. (2020b, Octubre 2). *Package 'mlogit'*. Obtenido de: <https://cran.r-project.org/web/packages/mlogit/mlogit.pdf>
- Croissant, Y. (2021, febrero 3). *Package "dfidx"*. Retrieved from <https://cran.r-project.org/web/packages/dfidx/dfidx.pdf>
- Dobson, A. J. (2002). *AN INTRODUCTION TO GENERALIZED LINEAR MODELS* . Florida: Chapman & Hall/CRC.
- Dunn, P. K., & Smyth, G. K. (2018). *Generalized Linear Models in R*. New York: Springer Nature.
- Giavazzi, F., & Pagano, M. (1988). The advantage of trying one's hands: EMS discipline and Central Bank credibility. *European Economic Review* 32, 1055-1082.
- Guarín, A., Ramírez , A., & Torres, F. (2012). MODELOS MULTINOMIALES: UN ANÁLISIS DE SUS PROPIEDADES . *Revista Ingenierías* 11, 87-103.

- Lindsey, J. K. (1997). *Applying Generalized Linear Models*. Nueva York: Springer-Verlag.
- Lu, J., & Ahmad, N. (2019). State dependence and exchange rate regime choice: a new empirical explanation to the polarization phenomenon. *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja* 33, 3209-3237.
- McCulloch, C. E., & Searle, S. R. (2001). *Generalized, Linear, and Mixed Models*. Nueva York : John Wiley & Sons.
- Mundell, R. A. (1961). A Theory of Optimum Currency Areas. *American Economic Association* 51, 657-665.
- Osorio, D. F., Ospina, J. A., & Lenis, D. A. (2009, noviembre 16). *PLANTEAMIENTO DEL MODELO LOGÍSTICO MULTINOMIAL A TRÁVES DE LA FUNCIÓN CANÓNICA DE EN LACE DE LA FAMILIA EXPONENCIAL*. Obtenido de: <https://bibliotecadigital.univalle.edu.co/bitstream/handle/10893/6107/Heuristica16-A09.pdf;jsessionid=5F1EDDE96A3A4FFE9C0B7495D7327038?sequence=1>
- Poole, W. (1970). Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model. *Quarterly Journal of Economics* 84, 197-216.
- Salazar Uribe, J. C., & Carlos Correa, J. (2016). *Introducción a los modelos mixtos*. Medellín: Universidad Nacional de Colombia.
- Sarraias , M., & A. Daziano, R. (2017). Multinomial Logit Models with Continuous and Discrete Individual Heterogeneity in R: The gmnL Package. *Journal of Statistical Software* 79, 1-46.
- Train, K. E. (2009). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Von Hagen , J., & Zhou, J. (2007). The choice of exchange rate regime in developing countries: a multinomial panel analysis. *Journal of International Money and Finance* 2, 1071-1094.

ANEXOS

Anexo 1. Dirección web de las variables explicativas

Variables	Fuente	Enlace
Tamaño de la economía	FMI	
Cuenta corriente	FMI	
Inflación	FMI	https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2020/October/download-entire-database
Variabilidad en exportaciones	FMI	
Balance Fiscal	FMI	
Deuda externa	FMI	
Apertura	Banco Mundial	https://datos.bancomundial.org/indicador/NE.TRD.GNFS.ZS
Términos de Intercambio	Banco Mundial	https://data.worldbank.org/indicador/TT.PRI.MRCH.XD.WD
Oferta monetaria	Banco Mundial	https://data.worldbank.org/indicador/FM.LBL.BMNY.GD.ZS

Anexo 2. Códigos en R

```
###LIBRERÍAS###
```

```
library(nnet)
```

```
library(foreign)
```

```
library(sqldf)
```

```
library(dplyr)
```

```
library(MNLpred)
```

```
library(gplots)
```

```
library(ggplot2)
```

```
library(scales)
```

```
library(mlogit)
```

```
setwd("C:/Users/Lau/Desktop/tesis/datos")
```

```
Data1<- read.table("regimen_cambiario.csv", header=TRUE, sep=",")
```

```
Data2<- sqldf("Select * from Data1 where Pais not in ('Canada','Estados Unidos')")
```

Anexo 2.1. Ajuste del modelo general

```
#####MODELO MULTINOMIAL DE VARIABLES ESPECÍFICAS INDIVIDULES#####
```

```
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA ###
```

```
Reg_1<- dfix(Data1, choice = "Eleccion", shape = "wide",sep = "_")  
ajustado1<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +tamano_economia+apertura+  
cuenta_corriente+inflacion+terminos_intercambio+  
variabilidad_exportacion+balance_fiscal+  
deuda_externa+oferta_monetaria | 1 , data = Reg_1)
```

```
summary(ajustado1)
```

```
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA LATINA###
```

```
Reg_2<- dfix(Data2, choice = "Eleccion", shape = "wide",sep = "_")  
ajustado2<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +tamano_economia+apertura+  
cuenta_corriente+inflacion+terminos_intercambio+  
variabilidad_exportacion+balance_fiscal+  
deuda_externa+oferta_monetaria | 1 , data = Reg_2)
```

```
summary(ajustado2)
```

Anexo 2.2 Ajuste del modelo por grupos de factores

```
### MODELO MULTINOMIAL DE VARIABLES ESPECÍFICAS INDIVIDULES ###
```

```
### AGRUPACIÓN DE FACTORES TEÓRICOS #####
```

```
### AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA ###
```

```
#####TEORÍA DEL ÁREA DE MONEDA ÓPTIMA#####
```

```
ajustado3<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +tamano_economia+  
apertura| 1 , data = Reg_1)
```

```
summary(ajustado3)
```

```
#####TIPOS DE SHOCK#####
```

```
ajustado4<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +cuenta_corriente+  
inflacion+ terminos_intercambio+  
variabilidad_exportacion| 1 , data = Reg_1)
```

```
summary(ajustado4)
```

```
###RIESGOS DE CRISIS CAMBIARIA###
```

```
ajustado5<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +balance_fiscal+  
deuda_externa+oferta_monetaria| 1 , data = Reg_1)
```

```
summary(ajustado5)
```

```
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA LATINA###
```

```
#####TEORÍA DEL ÁREA DE MONEDA ÓPTIMA#####
```

```
ajustado6<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +tamano_economia+  
apertura| 1 , data = Reg_2)
```

```
summary(ajustado6)
```

```
#####TIPOS DE SHOCK#####
```

```
ajustado7<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +cuenta_corriente+  
inflacion+ terminos_intercambio+  
variabilidad_exportacion| 1 , data = Reg_2)
```

```
summary(ajustado7)
```

```
###RIESGOS DE CRISIS CAMBIARIA###
```

```
ajustado8<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +balance_fiscal+  
deuda_externa+oferta_monetaria| 1 , data = Reg_2)
```



```
summary(ajustado8)
```

Anexo 2.3 Ajuste del modelo general (variables significativas)

```
###MODELO MULTINOMIAL DE VARIABLES ESPECÍFICAS INDIVIDULES###
```

```
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA ###
```

```
ajustado9<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +tamano_economia+
```

```
apertura+balance_fiscal+
```

```
oferta_monetaria | 1 , data = Reg_1)
```

```
summary(ajustado9)
```

```
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA LATINA ###
```

```
ajustado10<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +tamano_economia+
```

```
apertura+balance_fiscal+
```

```
deuda_externa| 1 , data = Reg_2)
```

```
summary(ajustado10)
```

Anexo 2.4 Ajuste del modelo por grupos de factores (variables significativas)

```
###MODELO MULTINOMIAL DE VARIABLES ESPECÍFICAS INDIVIDULES###
```

```
###AGRUPACIÓN DE FACTORES TEÓRICOS####
```

```
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA###
```

```
###TIPOS DE SHOCK###
```

```
ajustado11<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +
```

```
cuenta_corriente| 1 , data = Reg_1)
```

```
summary(ajustado11)
```

```
###RIESGOS DE CRISIS CAMBIARIA##
```

```
ajustado12<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +balance_fiscal+
                    +oferta_monetaria| 1 , data = Reg_1)
```

```
summary(ajustado12)
```

```
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA LATINA###
```

```
###TIPOS DE SHOCK###
```

```
ajustado13<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +
                    cuenta_corriente| 1 , data = Reg_2)
```

```
summary(ajustado13)
```

```
###RIESGOS DE CRISIS CAMBIARIA##
```

```
ajustado14<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +balance_fiscal+
                    +oferta_monetaria| 1 , data = Reg_2)
```

```
summary(ajustado14)
```

Anexo 2.5 Ajuste del modelo general con categoría base “Flexible” (variables significativas)

```
###MODELO MULTINOMIAL DE VARIABLES ESPECÍFICAS INDIVIDUALES###
```

```
###CATEGORÍA BASE "RÉGIMEN FLEXIBLE"###
```

```
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA ###
```

```
ajustado15<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +tamano_economia+apertura+
                    inflacion+balance_fiscal+deuda_externa+
                    oferta_monetaria | 1 , data = Reg_1,
                    relevel="Flexible")
```

```
summary(ajustado15)
```

```
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA LATINA###
```

```
ajustado16<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +tamano_economia+apertura+
inflacion+balance_fiscal+
deuda_externa| 1 , data = Reg_2, reflevel="Flexible")
summary(ajustado16)
```

Anexo 2.6 Ajuste del modelo por grupos de factores con categoría base “Flexible” (variables significativas)

```
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA###
```

```
#####TEORÍA DEL ÁREA DE MONEDA ÓPTIMA#####
```

```
ajustado17<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +tamano_economia+
apertura| 1 , data = Reg_1,
reflevel="Flexible")
```

```
summary(ajustado17)
```

```
###TIPOS DE SHOCK###
```

```
ajustado18<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +
cuenta_corriente+
variabilidad_exportacion| 1 , data = Reg_1,
reflevel = "Flexible")
```

```
summary(ajustado18)
```

```
###RIESGOS DE CRISIS CAMBIARIA##
```

```
ajustado19<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +balance_fiscal+
deuda_externa+
oferta_monetaria| 1 , data = Reg_1,
```

```

        reflevel = "Flexible" )
summary(ajustado19)
###AJUSTE DEL MODELO PARA AMÉRICA LATINA###
#####TEORÍA DEL ÁREA DE MONEDA ÓPTIMA#####
ajustado20<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +tamano_economia+
        apertura| 1 , data = Reg_2,
        reflevel="Flexible")
summary(ajustado20)
###TIPOS DE SHOCK###
ajustado21<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +
        cuenta_corriente+
        variabilidad_exportacion| 1 , data = Reg_2,
        reflevel = "Flexible")
summary(ajustado21)
###RIESGOS DE CRISIS CAMBIARIA##
ajustado22<- mlogit(Eleccion ~0 | dummy +balance_fiscal+
        oferta_monetaria| 1 , data = Reg_2,
        reflevel = "Flexible" )
summary(ajustado22)

```

Anexo 3. Ajuste de las gráficas post estimación

```
###GRÁFICAS DE PROBABILIDADES###
```

```
Data1VarSig<- sqldf("Select Eleccion, dummy, tamano_economia, apertura,
```

```

        balance_fiscal, oferta_monetaria from Data1")
Data2VarSig<- sqldf("Select Eleccion, dummy, tamano_economia, apertura,
        balance_fiscal, deuda_externa from Data2")
multi1<-multinom(
  Eleccion~dummy+tamano_economia+apertura
  +balance_fiscal+oferta_monetaria,
  data=Data1, Hess=TRUE)
summary(multi1)
multi2<-multinom(
  Eleccion~dummy+tamano_economia+apertura
  +balance_fiscal+deuda_externa,
  data=Data2, Hess=TRUE)
summary(multi2)
###MODELO PARA LAS GRÁFICAS POST ESTIMACIÓN###
###AMÉRICA##
pred1 <- mnl_pred_ova(model = multi1, data = Data1VarSig, x = "variable",
  by = .2, seed = "random", probs = c(0.025, 0.975)) # Default
pred1a<-pred1$plotdata[pred1$plotdata$Eleccion=="Regimen",]
## GRÁFICA###
ggplot(data = pred1a,
  aes(x = variable, y = mean, ymin = lower, ymax = upper)) +
  geom_ribbon(alpha = 0.1) + # Intervalo de confianza
  geom_line() + # Media

```

```

facet_grid(Eleccion ~., scales = "free_y") +
scale_y_continuous(labels = percent_format(accuracy = 1)) +
theme_bw() +
labs(y = "Probabilidades estimadas",
      x = "Nombre de la variable")
###AMÉRICA LATINA###
pred2 <- mnl_pred_ova(model = multi2, data = Data2VarSig, x = "variable",
                     by = .2, seed = "random", probs = c(0.025, 0.975)) # Default
pred2a<-pred2$plotdata[pred2$plotdata$Eleccion=="Regimen",]
### GRÁFICA ###
ggplot(data = pred2a,
       aes(x = variable, y = mean, ymin = lower, ymax = upper)) +
geom_ribbon(alpha = 0.1) + # Intervalos de confianza
geom_line() + # Media
facet_grid(Eleccion ~., scales = "free_y") +
scale_y_continuous(labels = percent_format(accuracy = 1)) +
theme_bw() +
labs(y = "Probabilidades estimadas",
      x = "Nombre de la variable")

```

Anexo 4. Estimaciones generales con categoría base “Flexible” (variables significativas)

Anexo 4.1. América. (Variables significativas) 2000-2019.

Régimen	Variable	Coficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Fijo	Intercepto	-7.1469030	3.0180497	-2.3681	0.0178820 *
	Dummy	0.2963090	0.8457593	0.3503	0.7260785
	Tamaño de la economía	0.1505969	0.2989538	0.5037	0.6144396
	Apertura	0.0752597	0.0097735	7.7003	1.354e-14 ***
	Inflación	-0.0592864	0.0324170	-1.8289	0.0674198 .
	Balance fiscal	-0.3501381	0.0675811	-5.1810	2.207e-07 ***
	Deuda externa	0.0132182	0.0091112	1.4508	0.1468463
	Oferta monetaria	-0.0282164	0.0096179	-2.9337	0.0033490 **
Intermedio	Intercepto	2.9355158	2.2134151	1.3262	0.1847608
	Dummy	-0.6099938	0.4912894	-1.2416	0.2143774
	Tamaño de la economía	-0.6903638	0.2166929	-3.1859	0.0014430 **
	Apertura	0.0621337	0.0089069	6.9759	3.040e-12 ***
	Inflación	0.0072474	0.0105988	0.6838	0.4941074
	Balance fiscal	-0.2978296	0.0546993	-5.4449	5.185e-08 ***
	Deuda externa	0.0071776	0.0068357	1.0500	0.2937109
	Oferta monetaria	-0.0237388	0.0079676	-2.9794	0.0028881 **
Flexible	Intercepto	3.9926150	4.9230277	0.8110	0.4173611
	Dummy	-2.8373992	0.7243236	-3.9173	8.954e-05 ***
	Tamaño de la economía	-0.6723182	0.4871151	-1.3802	0.1675238
	Apertura	0.0673811	0.0177055	3.8057	0.0001414 ***
	Inflación	0.0084040	0.0106356	0.7902	0.4294259
	Balance fiscal	-0.3289176	0.0920407	-3.5736	0.0003521 ***
	Deuda externa	-0.0630491	0.0268591	-2.3474	0.0189050 *
	Oferta monetaria	-0.0234553	0.0240881	-0.9737	0.3301890

Códigos de significancia: 0 (****) 0.001 (***) 0.01 (**) 0.05 (*) 0.1 (.) 1

Anexo 4.2. América Latina. (Variables significativas) 2000-2019.

Régimen	Variable	Coficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Fijo	Intercepto	-12.9427568	3.4174452	-3.7873	0.0001523 ***
	Dummy	0.4270844	0.8654317	0.4935	0.6216644
	Tamaño de la economía	0.5905342	0.3174372	1.8603	0.0628405 .
	Apertura	0.0702131	0.0095425	7.3579	1.867e-13 ***
	Inflación	-0.0563962	0.0296049	-1.9050	0.0567850 .
	Balance fiscal	-0.3647019	0.0722994	-5.0443	4.551e-07 ***
	Deuda externa	0.0295420	0.0094116	3.1389	0.0016959 **
Intermedio	Intercepto	-0.4493989	2.3936472	-0.1877	0.8510754
	Dummy	-0.6157214	0.4938372	-1.2468	0.2124670
	Tamaño de la economía	-0.4449786	0.2238805	-1.9876	0.0468590 *
	Apertura	0.0588377	0.0087050	6.7591	1.388e-11 ***
	Inflación	0.0093531	0.0115881	0.8071	0.4195958
	Balance fiscal	-0.2938591	0.0553633	-5.3078	1.109e-07 ***
	Deuda externa	0.0153622	0.0072208	2.1275	0.0333777 *
Flexible	Intercepto	1.0817109	5.0049385	0.2161	0.8288874
	Dummy	-2.8449136	0.7200991	-3.9507	7.791e-05 ***
	Tamaño de la economía	-0.4713513	0.4837756	-0.9743	0.3298986
	Apertura	0.0632321	0.0171069	3.6963	0.0002188 ***
	Inflación	0.0105166	0.0116339	0.9040	0.3660141
	Balance fiscal	-0.3227592	0.0898440	-3.5924	0.0003276 ***
	Deuda externa	-0.0545666	0.0268077	-2.0355	0.0418027 *

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Anexo 5. Estimaciones para grupos de factores determinantes con categoría base “Flexible” (variables significativas)

Anexo 5.1. América.2000-2019. (variables significativas) Teoría del área de moneda óptima.

Régimen	Variable	Coficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Fijo	Intercepto	-3.0285161	2.4204627	-1.2512	0.2108565
	Dummy	-0.0819952	0.8034401	-0.1021	0.9187129
	Tamaño de la economía	-0.1685003	0.2339155	-0.7203	0.4713114
	Apertura	0.0529835	0.0073207	7.2375	4.570e-13 ***
Intermedio	Intercepto	6.8425468	1.9230946	3.5581	0.0003736 ***
	Dummy	-0.9443110	0.4755744	-1.9856	0.0470753 *
	Tamaño de la economía	-0.9687115	0.1911422	-5.0680	4.020e-07 ***
	Apertura	0.0407625	0.0065448	6.2282	4.718e-10 ***
Otro	Intercepto	5.5104333	3.7892434	1.4542	0.1458824
	Dummy	-2.9234101	0.6414085	-4.5578	5.169e-06 ***
	Tamaño de la economía	-0.8734135	0.3835460	-2.2772	0.0227739 *
	Apertura	0.0396842	0.0130966	3.0301	0.0024445 **

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Anexo 5.2. América Latina.2000-2019. (variables significativas) Teoría del área de moneda óptima.

Régimen	Variable	Coficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Fijo	Intercepto	-9.1057320	3.0023354	-3.0329	0.002422 **
	Dummy	0.1139081	0.8028567	0.1419	0.887176
	Tamaño de la economía	0.4619433	0.2954880	1.5633	0.117977
	Apertura	0.0554463	0.0077127	7.1890	6.528e-13 ***
Intermedio	Intercepto	3.0718580	2.0943563	1.4667	0.142449
	Dummy	-0.8126019	0.4688945	-1.7330	0.083093 .
	Tamaño de la economía	-0.5815015	0.2082795	-2.7919	0.005239 **
	Apertura	0.0431920	0.0068459	6.3092	2.805e-10 ***
Otro	Intercepto	1.8081355	4.0412203	0.4474	0.654570
	Dummy	-2.7899934	0.6380597	-4.3726	1.228e-05 ***
	Tamaño de la economía	-0.4947478	0.4084951	-1.2111	0.225839
	Apertura	0.0422205	0.0133140	3.1711	0.001518 **

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Anexo 5.3. América. 2000-2019. (variables significativas) Tipos de shock.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Fijo	Intercepto	-1.854101	0.777227	-2.3855	0.017054 *
	Dummy	0.269383	0.788543	0.3416	0.732636
	Cuenta corriente	-0.093661	0.033655	-2.7829	0.005387 **
	Variabilidad en exportaciones	0.013304	0.020825	0.6389	0.522919
Intermedio	Intercepto	-0.170287	0.434062	-0.3923	0.694830
	Dummy	-0.812875	0.447157	-1.8179	0.069083 .
	Cuenta corriente	-0.072544	0.025832	-2.8083	0.004981 **
	Variabilidad en exportaciones	0.043651	0.015930	2.7402	0.006141 **
Otro	Intercepto	-0.502136	0.500341	-1.0036	0.315577
	Dummy	-2.633658	0.599380	-4.3940	1.113e-05 ***
	Cuenta corriente	0.035817	0.055583	0.6444	0.519331
	Variabilidad en exportaciones	0.012944	0.034016	0.3805	0.703562

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Anexo 5.4. América Latina. 2000-2019. (variables significativas) Tipos de shock.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Fijo	Intercepto	-1.839533	0.776794	-2.3681	0.017879 *
	Dummy	0.491031	0.788950	0.6224	0.533689
	Cuenta corriente	-0.089611	0.033260	-2.6943	0.007054 **
	Variabilidad en exportaciones	0.010593	0.020717	0.5113	0.609132
Intermedio	Intercepto	-0.152102	0.433093	-0.3512	0.725438
	Dummy	-0.596285	0.447091	-1.3337	0.182302
	Cuenta corriente	-0.070671	0.025859	-2.7329	0.006277 **
	Variabilidad en exportaciones	0.039548	0.016052	2.4637	0.013751 *
Otro	Intercepto	-0.492704	0.499638	-0.9861	0.324073
	Dummy	-2.427360	0.598917	-4.0529	5.058e-05 ***
	Cuenta corriente	0.032976	0.054427	0.6059	0.544600
	Variabilidad en exportaciones	0.010325	0.033477	0.3084	0.757771

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Anexo 5.5. América 2000-2019. (variables significativas) Riesgos de crisis cambiaria.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Fijo	Intercepto	-1.6613195	0.8218663	-2.0214	0.0432385 *
	Dummy	0.6662711	0.7914255	0.8419	0.3998652
	Balance fiscal	-0.1711152	0.0496445	-3.4468	0.0005672 ***
	Deuda externa	-0.0097343	0.0067486	-1.4424	0.1491863
	Oferta monetaria	-0.0019454	0.0058603	-0.3320	0.7399133
Intermedio	Intercepto	0.8042714	0.5004336	1.6071	0.1080217
	Dummy	-0.3130175	0.4445449	-0.7041	0.4813518
	Balance fiscal	-0.1855403	0.0420834	-4.4089	1.039e-05 ***
	Deuda externa	-0.0114931	0.0054643	-2.1033	0.0354376 *
	Oferta monetaria	-0.0173327	0.0057636	-3.0073	0.0026359 **
Otro	Intercepto	-0.3956961	0.8643542	-0.4578	0.6471005
	Dummy	-2.3314213	0.6367044	-3.6617	0.0002505 ***
	Balance fiscal	-0.2993946	0.0700709	-4.2727	1.931e-05 ***
	Deuda externa	-0.0051932	0.0102140	-0.5084	0.6111431
	Oferta monetaria	-0.0175310	0.0160697	-1.0909	0.2753010

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Anexo 5.6. América Latina 2000-2019. (variables significativas) Riesgos de crisis cambiaria.

Régimen	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
Fijo	Intercepto	-3.2742186	0.8671577	-3.7758	0.0001595 ***
	Dummy	0.6359728	0.7965734	0.7984	0.4246467
	Balance fiscal	-0.2217170	0.0535182	-4.1428	3.430e-05 ***
	Oferta monetaria	0.0249872	0.0081853	3.0527	0.0022680 **
Intermedio	Intercepto	-0.4557709	0.5174019	-0.8809	0.3783809
	Dummy	-0.3130119	0.4466542	-0.7008	0.4834326
	Balance fiscal	-0.2247551	0.0455130	-4.9383	7.882e-07 ***
	Oferta monetaria	0.0011443	0.0070402	0.1625	0.8708882
Otro	Intercepto	-1.6368905	0.9455255	-1.7312	0.0834167 .
	Dummy	-2.2763089	0.6393613	-3.5603	0.0003705 ***
	Balance fiscal	-0.3558776	0.0682320	-5.2157	1.831e-07 ***
	Oferta monetaria	0.0043301	0.0186541	0.2321	0.8164397

Códigos de significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1