



UNIVERSIDAD  
TECNOLÓGICA  
METROPOLITANA  
*del Estado de Chile*

Semestral. Volumen 17, n.º 2, Diciembre 2023

# REVISTA CHILENA DE ECONOMÍA Y SOCIEDAD

## ARTÍCULOS

VOLATILIDAD IMPLÍCITA: APLICACIÓN EN EL MERCADO EMERGENTE DE BRASIL

Fabián González Ceriche | Diana López Avilés | Nicolás Tolosa Riveros

EL BTC: NUEVA ERA, ACTIVO DE RIESGO, TECNOLOGÍA, DESAFÍOS REGULATORIOS Y FUTURO

Luis A. Valenzuela Silva | Tomás A. Valenzuela Ríos

LA COMPETITIVIDAD Y EFICIENCIA DEL AMBIENTE DE NEGOCIOS DE CANADÁ, CHILE, CHINA, COLOMBIA, COREA DEL SUR, ESTADOS UNIDOS, FILIPINAS, INDONESIA, JAPÓN, MALASIA, MÉXICO Y PERÚ COMO ACTORES DE LA REGIÓN TRANSPACÍFICA, EN EL PERIODO 2010-2021, BASADA EN EL ANÁLISIS FACTORIAL DE CORRESPONDENCIAS

Montserrat A. Bravo

DETERMINANTES DE LA TASA DE INTERÉS SOBERANA DE LARGO PLAZO EN CHILE

María Carolina Contreras | Francisco Gallardo G

# DETERMINANTES DE LA TASA DE INTERÉS SOBERANA DE LARGO PLAZO EN CHILE

THE DETERMINANTS OF LONG TERM INTEREST RATES OF SOVEREIGN BONDS IN CHILE

María Carolina Contreras\*

Francisco Gallardo G. \*\*

Octavio González\*\*\*

Javier Martínez\*\*\*\*

Consuelo Muñoz\*\*\*\*\*

Investigadores independientes, Santiago de Chile

## RESUMEN

Este artículo busca entender, para el caso de Chile, los determinantes que explican la tasa de interés de los bonos soberanos a largo plazo, lo que es fundamental para comprender la dinámica de los mercados financieros y la salud de la economía en general. En conjunto se estiman diferentes coeficientes de traspaso que afectan las variables explicadas con las regresiones.

## ABSTRACT

This article seeks to understand, in the case of Chile, the determinants that explain the long term interest rates of sovereign bonds, which is essential to understand the financial markets dynamics and the health of the economy in general. Together, different pass-through coefficients are estimated that affect the variables explained by the regressions.

JEL Code: E43, E44, E47, E52

Fecha de recepción: 07 de agosto de 2023

Fecha de aceptación: 20 de septiembre de 2023

---

\* Licenciada en Ciencias de la Ingeniería. Universidad Diego Portales. Investigadora independiente, Santiago de Chile. Correo electrónico: maria.contrerasj@mail.udp.cl

\*\* Magister en Economía Financiera . Universidad de Santiago de Chile USACH. Filiación: Universidad Tecnológica Metropolitana, Santiago de Chile. Correo electrónico: francisco.gallardo@utem.cl

\*\*\* Licenciado en Ciencias de la Administración de empresas. Universidad Mayor. Investigador independiente, Santiago de Chile Correo electrónico: octavio.gonzalez@mail.udp.cl

\*\*\*\* Licenciado en Contabilidad y Control de gestión. Universidad Diego Portales. Investigador independiente, Santiago de Chile. Correo electrónico: Correo electrónico: javier.martinez1@mail.udp.cl

\*\*\*\*\* Licenciada en Ciencias de la Ingeniería. Universidad Diego Portales. Investigadora independiente, Santiago de Chile Correo electrónico: consuelo.munoz@mail.udp.cl



## INTRODUCCIÓN

Los bonos soberanos son una importante herramienta de financiamiento utilizada por los gobiernos para cubrir sus necesidades de capital a largo plazo. La tasa de interés de estos bonos es un indicador clave, que refleja la percepción de riesgo y las expectativas de los inversionistas sobre la economía de un país. En el caso de Chile, entender los determinantes que explican la tasa de interés de los bonos soberanos a largo plazo es fundamental para comprender la dinámica de los mercados financieros y la salud de la economía en general.

En este informe se llevará a cabo un análisis econométrico estadístico, utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios para examinar una serie de variables que se consideran determinantes e importantes para la tasa de interés de los bonos soberanos a largo plazo en Chile. Estas variables representan factores económicos clave tanto a nivel nacional como internacional, y su estudio proporcionará una visión más completa acerca de los factores que influyen en la formación de las tasas de interés.

Las variables, que serán sometidas a análisis econométrico estadístico, están en términos nominales, e incluyen:

**Índice de precios al consumidor en Chile:** el comportamiento de los precios al consumidor en Chile refleja la inflación y su impacto en la economía. Los cambios en los niveles de inflación pueden tener efectos significativos en las expectativas de los inversionistas y, por lo tanto, en las tasas de interés de los bonos soberanos.

**Tasa de política monetaria en Chile:** la tasa de interés establecida por el Banco Central de Chile tiene un impacto directo en las tasas de interés de los bonos soberanos. Un aumento en la tasa de política monetaria generalmente se traduce en mayores tasas de interés en los bonos soberanos, ya que refleja una política monetaria más restrictiva.

**Tasa de bonos en Estados Unidos:** las tasas de interés de los bonos soberanos en Chile a menudo están influenciadas por las condiciones del mercado internacional, particularmente las tasas de interés de los bonos en Estados Unidos. Los inversionistas internacionales consideran estas tasas como una alternativa de inversión, lo que puede afectar las tasas de interés locales.

**Tipo de cambio real:** la relación entre el valor de la moneda local y otras monedas, como el dólar estadounidense, puede afectar las tasas de interés de los bonos soberanos. Un tipo de cambio real más alto puede disminuir la competitividad de las exportaciones y tener implicaciones para la economía en general, lo que podría influir en las tasas de interés.

**Indicador EMBI:** el Emerging Markets Bond Index (EMBI) es un indicador que mide el riesgo percibido de los bonos de los mercados emergentes. El comportamiento de este indicador puede influir en las tasas de interés de los bonos soberanos en Chile, ya que los inversionistas evalúan el riesgo de invertir en bonos de países emergentes.

Además se considerarán las siguientes variables adicionales en el análisis: la tasa de política monetaria en Estados Unidos, el índice de precios al consumidor en Estados Unidos, el Índice Mensual de Actividad Económica (Imacec) en Chile y, por último, el Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA).

El análisis econométrico estadístico de estas variables proporcionará una comprensión más sólida de los determinantes económicos que influyen en la tasa de interés de los bonos soberanos en Chile a largo plazo en pesos. Esto permitirá evaluar la importancia relativa de cada variable y su impacto en la formación de las tasas de interés, lo que a su vez proporcionará información valiosa para los formuladores de políticas, los inversionistas y otros agentes económicos interesados en los mercados financieros chilenos.

# 1. ANÁLISIS DEL MODELO DE REGRESIÓN PARA LA DETERMINACIÓN DE LA TASA DE INTERÉS SOBERANA DE LARGO PLAZO EN CHILE.

Para un análisis de la tasa de interés soberana es fundamental analizar el comportamiento en el tiempo de las diferentes variables que afectan a esta tasa. Esta descrito en una gran cantidad de trabajos que la tasa soberana en el tramo de corto plazo se convierte en un buen predictor del nivel de inflación y consumo, mientras que en la parte de largo plazo predice el nivel de actividad económica o crecimiento de un país.

En el presente trabajo se presenta un modelo econométrico para estimar la tasa de interés soberana a 10 años:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 IPC_{Chile_t} + \alpha_2 TPM_t + \alpha_3 Bonos_{USA_t} + \alpha_4 TC_{real_t} + \alpha_5 EMBI_t + \alpha_6 Spread_{(CHL - USA)_t} + \alpha_7 FED_{FER_t} + \alpha_8 IPC_{USA_t} + \alpha_9 IMACEC_t + \alpha_{10} IPSA_t + \mu_t$$

En donde:

$i_t$ : tasas de interés soberana a 10 años en Chile.

$IPC_{CHILE_t}$ : índice de inflación en Chile.

$TOM_t$ : tasa de política monetaria del Banco Central de Chile.

$Bonos_{USA}$ : tasa de interés de papeles del gobierno de EE. UU. con duración de 10 años.

$EMBI_t$ : Spread entre bonos chilenos corporativos y bancarios, y bonos de países emergentes del mismo tipo (puntos base).

$Spread_{(CHL-USA)_t}$ : Spread entre la tasa de política monetaria del Banco Central de Chile y la tasa de la FED.

$FED_{FER_t}$ : tasa de la FED Fund Effective Rate.

$IPC_{USA_t}$ : índice de inflación de EE. UU.

$IMASEC_t$ : índice mensual de actividad económica.

$IPSA_t$ : índice de precios selectivo de acciones.

Una vez realizada la regresión de este modelo mediante OLS, se obtienen los resultados mostrados en el Anexo 1: Modelo 1, considerando un rango de datos desde julio de 2004 hasta marzo de 2023, con un total de 225 observaciones. De estos resultados se puede concluir que hay variables incorporadas que pierden significancia estadística para el periodo en análisis, estas son el  $EMBI$ ,  $IPSA$ ,  $TC_{real_t}$ ,  $TPM$ .

Como comentario general se aprecia la existencia de correlación de errores de primer orden de tipo positiva en el modelo. Para intentar solucionar este efecto sobre la calidad del modelo, se rezagó sobre la base de primeros y segundos rezagos (AR1, AR2) respecto de todas las variables, no pudiendo encontrarse la causa de la misma. Para elegir el modelo final de trabajo, se usó el criterio de Akaike, H-Q y Schwartz y las diferencias de cuadrados no eran significativas. En segundo lugar, se detectó presencia de colinealidad, entre  $FED_{fer}$  y  $Bonos_{USA}$ , procediéndose a eliminar la variable que lo generaba ( $FED_{fer}$ ). En tercer lugar, el  $R^2$  y el  $R^2$  ajustado

tado por grados de libertad entregan un valor de un 81% y un 80% respectivamente. Eso muestra que la especificación del modelo está dentro de los rangos aceptables en términos de su bondad de ajuste.

Un segundo modelo (sin colinealidad) estimado de carácter general nos arroja que ahora existen 5 variables estadísticamente relevantes en los resultados mostrados en el Anexo 2: Modelo 2. Las variables que nos servirán para construir el modelo general definitivo de tasa de interés soberana son:  $IMACEC$ ,  $TPM$ ,  $Bonos_{USA}$ ,  $Spread_{(CHL-USA)}$  e  $IPC_{Chile}$ .

Una vez depurado el Modelo 2 y con solo las variables estadística y financieramente relevantes, se calcula el siguiente Modelo 3, con el cual será respondida una parte de las preguntas realizadas.

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 IPC_{Chile_t} + \alpha_2 IMACEC_t + \alpha_3 TPM_t + \alpha_4 Bonos_{USA_t} + \alpha_5 Spread_{(CHL - USA)_t} + \mu_t$$

Este modelo incluye como variable dependiente la Tasa de interés soberana a 10 años –BTPBCP– y como variables independientes, las proxies de inflación, actividad económica, sustituibilidad de instrumentos y movilidad de capitales.

Se obtienen los siguientes resultados:

**Modelo 3.**

MCO, usando las observaciones 2004:07-2023:03  
 (T = 225)

Variable dependiente: tasa de interés soberana a 10  
 años –BTPBCP–

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
Const	3,47954	0,421316	8,259	<0,0001	***
<i>IPC<sub>Chile</sub></i>	0,392628	0,0864357	4,542	<0,0001	***
<i>IMACEC</i>	-0,0142021	0,00362671	-3,916	0,0001	***
<i>TPM</i>	-0,220747	0,0349294	-6,320	<0,0001	***
<i>Bonos<sub>USA</sub></i>	0,944550	0,0647431	14,59	<0,0001	***
<i>Spread<sub>(CHL-USA)</sub></i>	0,413475	0,0327557	12,62	<0,0001	***

Media de la vble. dep.	5,210278	D.T. de la vble. dep.	1,148206
Suma de cuad. residuos	58,46034	D.T. de la regresión	0,516665
R-cuadrado	0,802042	R-cuadrado corregido	0,797522
F(5, 219)	177,4586	Valor p (de F)	5,96e-75
Log-verosimilitud	-167,6391	Criterio de Akaike	347,2782
Criterio de Schwarz	367,7748	Crit. de Hannan-Quinn	355,5507
Rho	0,822993	Durbin-Watson	0,354520

La especificación del Modelo 3 es:

$$\begin{aligned}
 i_t = & 3,47954 + 0,392628*IPC_{Chile_t} - 0,0142021*IMACEC_t - 0,220747*TPM_t + \\
 & (0,421) \quad (0,0864) \quad (0,003626) \quad (0,0349) \\
 & + 0,94455*Bonos_{USA} + 0,41345Spread_{(CHL - USA)_t} \\
 & (0,06474) \quad (0,03275)
 \end{aligned}$$

$T = 225$ ,  $R$ -cuadrado = 0,802  
 (Desviaciones típicas en paréntesis)

Como comentario general se mantiene en forma persistente un Durbin Watson cercano a cero, pero los  $R^2$  y  $R^2$  ajustado por grados de libertad se mantienen cercanos a los valores antes comentados, en torno al 80%, lo que traduce en una buena bondad de ajuste respecto de las variables y la especificación lineal del modelo. Todas las variables exógenas incorporadas son significativas al 95% de confianza. Los signos de las variables muestran el comportamiento de estas respecto de la tasa. El análisis por separado de ellas respecto de la tasa soberana es el siguiente:

Tasa soberana  $i$  y  $IPC_{Chile}$  ( $\alpha_1:0,392628$ ) este signo muestra que existe una relación directa entre ambas variables. Es decir, a mayor inflación es esperable que la tasa de interés tienda a subir, como mecanismo de ajuste de corto plazo en los precios y la inflación.

Tasa soberana  $i$  e  $IMACEC$  ( $\alpha_2:0,0142021$ ) el signo aportado por la regresión es el esperado, ya que el Imacec como una variable aproximada del PIB e indicador de la actividad económica, indica que la inversión al ser parte del PIB y estar relacionada en forma inversa con la tasa de interés, el Imacec tiende a caer por efecto del aumento de tasas, lo que es recogido por el signo del parámetro que acompaña a esta variable. Además, va en línea con lo que un Banco Central espera de un aumento de tasas, disminuir la actividad económica de un país para lograr disminuir la inflación.

Tasa soberana  $i$  y  $TPM$  ( $\alpha_3:0,220747$ ) respecto de la tasa soberana y la TPM, se esperaría que el signo entra ambas variables fuera positivo. Eso debiese ocurrir si la curva de rendimientos de bonos cero cupón estuviese en condiciones normales; es decir, con una pendiente positiva y de forma cóncava. Dados los movimientos de corto plazo y mediano plazo que han generado las expectativas inflacionarias, esta curva se ha invertido, teniendo retornos más grandes en el corto plazo que en el largo plazo, generando que el parámetro estimado que acompaña a la tasa en el modelo arrojará el signo negativo. Esto se refuerza pues la TPM, se relaciona también con todas las otras variables que se presentan

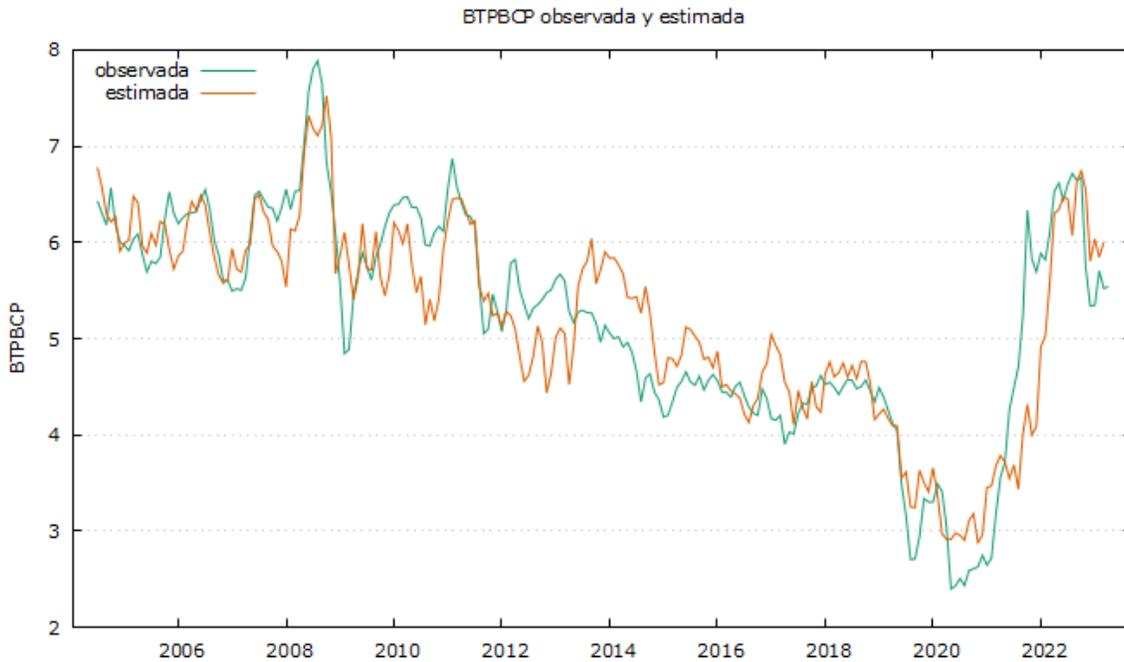
en el modelo de forma significativa (correlaciones parciales significativas).

Tasa soberana  $i$  y  $Bonos_{USA}$  ( $\alpha_4:0,944550$ ) el signo de esta variable es positivo, indicando claramente el movimiento que el movimiento de las tasas, tanto en EE. UU. como en Chile, se ha producido en la misma dirección y sentido. Económicamente los inversionistas internacionales consideran a la tasa de interés de bonos de EE. UU. como una alternativa de inversión, lo que puede afectar las tasas de interés locales en la misma dirección.

Tasa soberana  $i$  y  $Spread_{(CHL-USA)}$  ( $\alpha_5:0,413475$ ) el análisis de esta variable es similar al análisis anterior. Esto significa que una *diferencia* entre dos variables relevantes estadísticamente, es esperable que también su signo sea positivo, mostrando que la diferencia se amplía en la medida que las tasas que generan esta diferencia crecen, impactando positivamente a la TPM. - Test de Robustez, Anexo 3 y Anexo 4-

En el Gráfico 1 se muestran las variables estimadas versus las variables observadas de la tasa de interés soberana mediante el Modelo 3:

### Gráfico 1



Fuente: elaboración propia. Periodo julio de 2004 - abril de 2023.

Del Gráfico 1 anterior se desprende que tanto la tasa soberana a 10 años observada como la estimada tienen un comportamiento similar.

Se estima un cuarto modelo, Modelo 4, para el caso de cómo se relaciona la tasa de interés soberana chilena a 10 años con la TPM, se procede a realizar regresión para ambas variables y con ello analizar el coeficiente de traspaso.

Dentro de la construcción del modelo de traspaso y la cuantificación de la TPM a la tasa de interés de largo plazo, se consideran la correlación rezagada entre ambas variables, con ello detectar causalidad como un proxy de la metodología de Engle y Granger (1987), y luego, mediante un modelo simple de OLS, determinar el valor promedio de traspaso (%) de la TPM a la tasa de largo plazo.

**Modelo 4**

MCO, usando las observaciones 2004:07-2023:04

(T = 226)

Variable dependiente: tasa de interés soberana a 10 años –BTPBCP–

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p	
const	4,29460	0,125912	34,11	<0,0001	***
TPM	0,239163	0,0279141	8,568	<0,0001	***
Media de la vble. dep.	5,211735	D.T. de la vble. dep.	1,145861		
Suma de cuad. residuos	222,5063	D.T. de la regresión	0,996660		
R-cuadrado	0,246825	R-cuadrado corregido	0,243462		
F(1, 224)	73,40745	Valor p (de F)	1,73e-15		
Log-verosimilitud	-318,9196	Criterio de Akaike	641,8392		
Criterio de Schwarz	648,6803	Crit. de Hannan-Quinn	644,6000		
rho	0,966910	Durbin-Watson	0,061677		

$$i_t = 4,2946 + 0,239163 * TPM_t$$

(0,1259)      (0,0279141)

Al correlacionar en forma directa la tasa de interés soberana y la TPM, dejando de lado las otras variables, se confirma que existe una relación positiva entre ambas.

La transmisión de la TPM a la tasa de interés por cada punto base es 0,239 pb aproximadamente según este modelo. Este dato se constituiría en el traspaso de la TPM a la tasa soberana (elasticidad TPM/Tasa Soberana).

También se analiza cómo se relaciona la tasa soberana chilena a 10 años con la tasa de interés de bonos de EE. UU. a 10 años  $Bonos_{USA}$ .

## Modelo 5

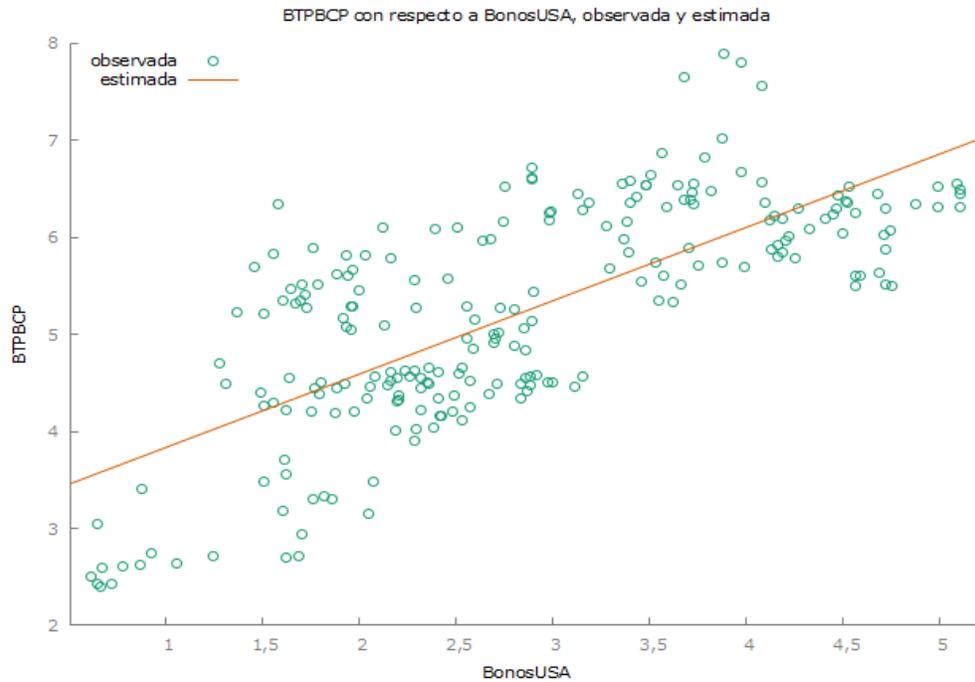
MCO, usando las observaciones 2004:07-2023:04  
 (T = 226)

Variable dependiente: tasa de interés soberana a 10  
 años –BTPBCP–

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p	
const	3,07552	0,143544	21,43	<0,0001	***
<i>Bonos</i> <sub>USA</sub>	0,757305	0,0473999	15,98	<0,0001	***
Media de la vble. dep.	5,211735		D.T. de la vble. dep.	1,145861	
Suma de cuad. residuos	138,0769		D.T. de la regresión	0,785121	
R-cuadrado	0,532615		R-cuadrado corregido	0,530528	
F(1, 224)	255,2622		Valor p (de F)	7,33e-39	
Log-verosimilitud	-265,0022		Criterio de Akaike	534,0045	
Criterio de Schwarz	540,8455		Crit. de Hannan-Quinn	536,7653	
rho	0,955758		Durbin-Watson	0,088633	

La estimación anterior del Modelo 5 revela también una relación positiva entre los Bonos de USA y la tasa de interés soberana a 10 años, lo que es corroborado en el Gráfico 2.

Gráfico 2



Fuente: elaboración propia.

Complementando el Gráfico 2 y el Modelo 5, entre ambas variables se percibe cómo los valores estimados se tienden a agrupar en torno a las predicciones promedio del modelo. Esto confirma los resultados de esta regresión, en particular el signo positivo de los bonos USA, mostrando que el coeficiente de traspaso de 0,7573 pb impacta positivamente en el desarrollo de la yield a 10 años de nuestra economía.

Se estima un Modelo 6 para determinar cómo afecta la prima por riesgo soberana chilena a la tasa de 10 años se desarrolla misma metodología empleada anteriormente. Se realiza regresión de la prima por riesgo (EMBI), sobre la tasa soberana.

## Modelo 6

MCO, usando las observaciones 2004:07-2023:04 (T = 226)

Variable dependiente: tasa de interés soberana a 10 años –BTPBCP–

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p	
const	5,82057	0,214210	27,17	<0,0001	***
EMBI	-0,00412455	0,00135965	-3,034	0,0027	***

Media de la vble. dep.	5,211735	D.T. de la vble. dep.	1,145861
Suma de cuad. residuos	283,7666	D.T. de la regresión	1,125529
R-cuadrado	0,039461	R-cuadrado corregido	0,035173
F(1, 224)	9,202336	Valor p (de F)	0,002702
Log-verosimilitud	-346,4008	Criterio de Akaike	696,8016
Criterio de Schwarz	703,6427	Crit. de Hannan-Quinn	699,5624
rho	0,974131	Durbin-Watson	0,048845

Como se observó anteriormente en el Modelo 6 estimado y en particular la relevancia estadística, el EMBI sale débilmente significativo, medido por el test t (marginalmente significativa). Con ello se confirma lo obtenido en el Modelo 2, donde se eliminan variables poco relevantes por aportar muy poco en la explicación del error de estimación de la yield a 10 años, entre ellas el EMBI.

Dentro de las explicaciones debidas a esta débil significancia se encuentra el bajo riesgo de Chile, el cual puede medirse en la clasificación de los bonos soberanos los que van desde la categoría “A” en S&P, “A2” en Moody’s y “A-” en FICTCH, y dado que la prima por riesgo esta medida entre países emergentes y Chile está dentro de los de menor riesgo, este valor es muy bajo.

Otra parte importante es analizar los principales cambios en resultados en el modelo en fechas de incertidumbre: septiembre de 2019 versus hasta febrero de 2023. Al modelo estimado (3) se le aplicaron 2 pruebas para analizar cambios estructurales. La primera prueba aplicada fue el Test de Chow, el que mide si existen o no cambios estructurales en los parámetros del modelo estimado para cierta data estimada.

Para lo anterior se toma una fecha determinada de la serie de datos y se aplica el test, el que viene dado por:

$$C_{\text{chow}} = \frac{(RSS - RSS_1 - RSS_2)/k}{(RSS_1 + RSS_2)/(n_1 + n_2 - 2k)} \sim F_{k, n_1 + n_2 - 2k}$$

Fuente: SAS Analytics <https://support.sas.com/rnd/app/ets/examples/chow/>

La hipótesis por probar es la siguiente:

$$H_0: \begin{bmatrix} b1 \\ b2 \\ \vdots \\ bk \end{bmatrix} (\text{modelo1}) = \begin{bmatrix} b1 \\ b2 \\ \vdots \\ bk \end{bmatrix} (\text{modelo2})$$

v/s

$$H_1: \begin{bmatrix} b1 \\ b2 \\ \vdots \\ bk \end{bmatrix} (\text{modelo1}) \neq \begin{bmatrix} b1 \\ b2 \\ \vdots \\ bk \end{bmatrix} (\text{modelo2})$$

El segundo test para analizar cambios estructurales fue la prueba CUSUM y CUSUM<sup>2</sup>. Estas pruebas vienen dadas por las desviaciones estándares de los residuos y entregan bandas donde los errores y los errores al cuadrado, se salen de las bandas donde debiesen de encontrarse si esa ruptura estructural no existiese.

Al aplicar ambas pruebas a los datos en su totalidad, encontramos mediante ambas pruebas la existencia de este cambio estructural.

Los resultados de la aplicación del test de Chow se muestran a continuación:

Regresión aumentada para el contraste de Chow  
 MCO, usando las observaciones 2004:07-2023:03 (T  
 = 225)  
 Variable dependiente: BTPBCP

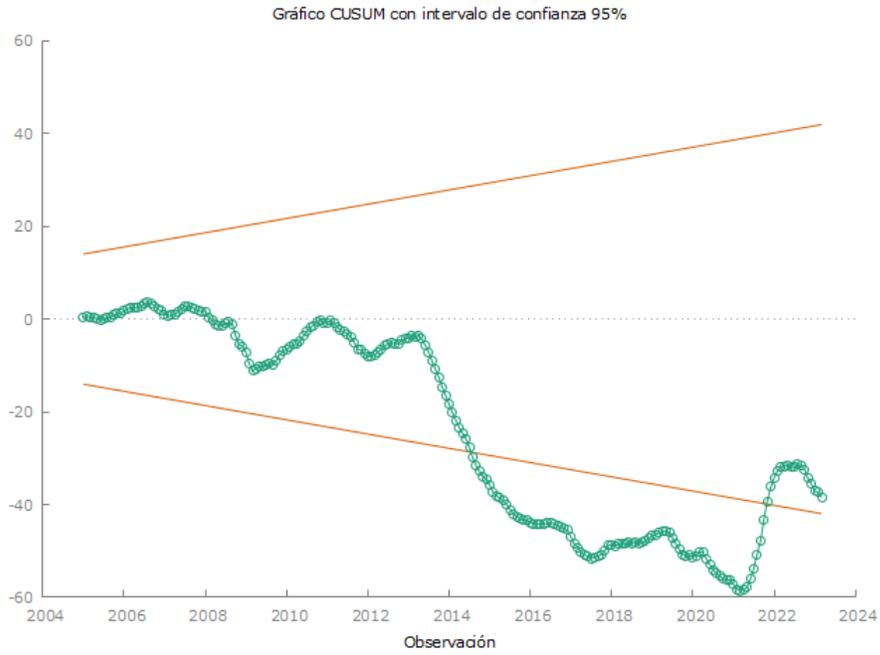
	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p	
const	4,95574	0,598769	8,277	1,38e-014	***
IPCChile	0,164916	0,0905444	1,821	0,0700	*
TPM	-0,151263	0,0343525	-4,403	1,69e-05	***
$Spread_{(CHL-USA)}$	0,341028	0,0359865	9,477	5,31e-018	***
$Bonos_{USA}$	0,778889	0,0846529	9,201	3,36e-017	***
IMACEC	-0,026538	0,00458016	-5,794	2,45e-08	***
splitdum	-5,85839	1,14408	-5,121	6,80e-07	***
$sd\_IPC_{Chile}$	0,27573	0,213875	1,289	0,1987	
$sd\_TPM$	-0,262510	0,116518	-2,253	0,0253	**
sd	0,366876	0,110687	3,315	0,0011	***
$sd\_Spread_{(CHL-USA)}$					
$sd\_Bonos_{USA}$	-0,170537	0,281077	-0,6067	0,5447	
$sd\_IMACEC$	0,060826	0,0117639	5,171	5,37e-07	***
Media de la vble. dep.	5,210278		D.T. de la vble. dep.	1,148206	
Suma de cuad. residuos	43,76716		D.T. de la regresión	0,453299	
R-cuadrado	0,851796		R-cuadrado corregido	0,844142	
F(11, 213)	111,2914		Valor p (de F)	6,92e-82	
Log-verosimilitud	-135,0743		Criterio de Akaike	294,1486	
Criterio de Schwarz	335,1418		Crit. de Hannan-Quinn	310,6936	
rho	0,762092		Durbin-Watson	0,472535	

Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2019:09  $F(6, 213) = 11,9178$  con valor p 0,0000

Ahora aplicaremos la prueba CUSUM y CUSUM<sup>2</sup> para corroborar gráficamente lo anterior:

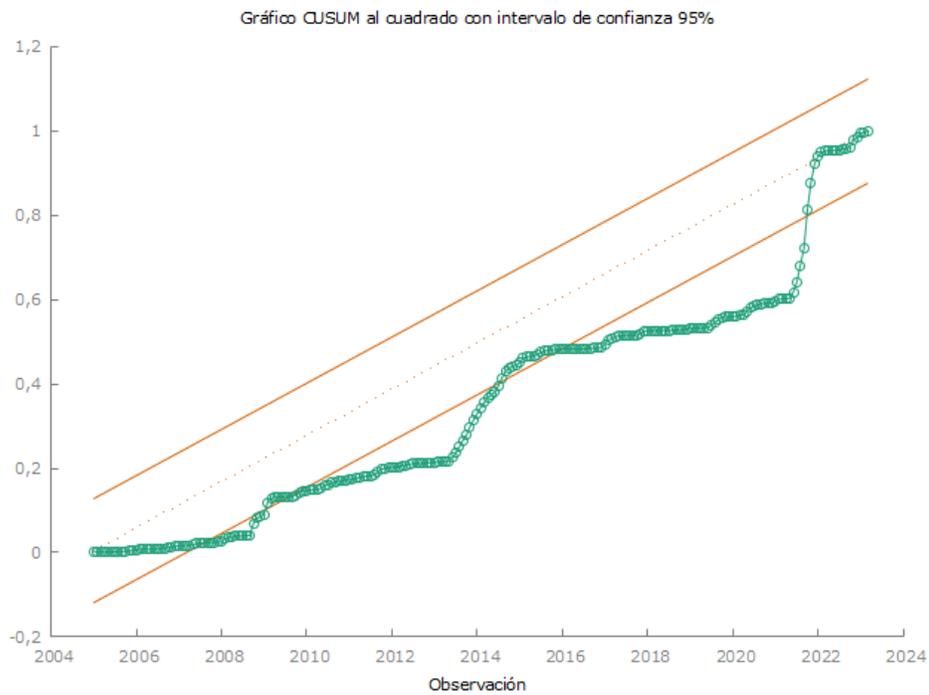
Se comprueba que al aplicar el F de tabla, se rechaza la hipótesis nula de que no hay cambio estructural, asumiendo la existencia de regresores distintos para cada variable en el periodo analizado.

**Gráfico 3**



Fuente: elaboración propia.

**Gráfico 4**



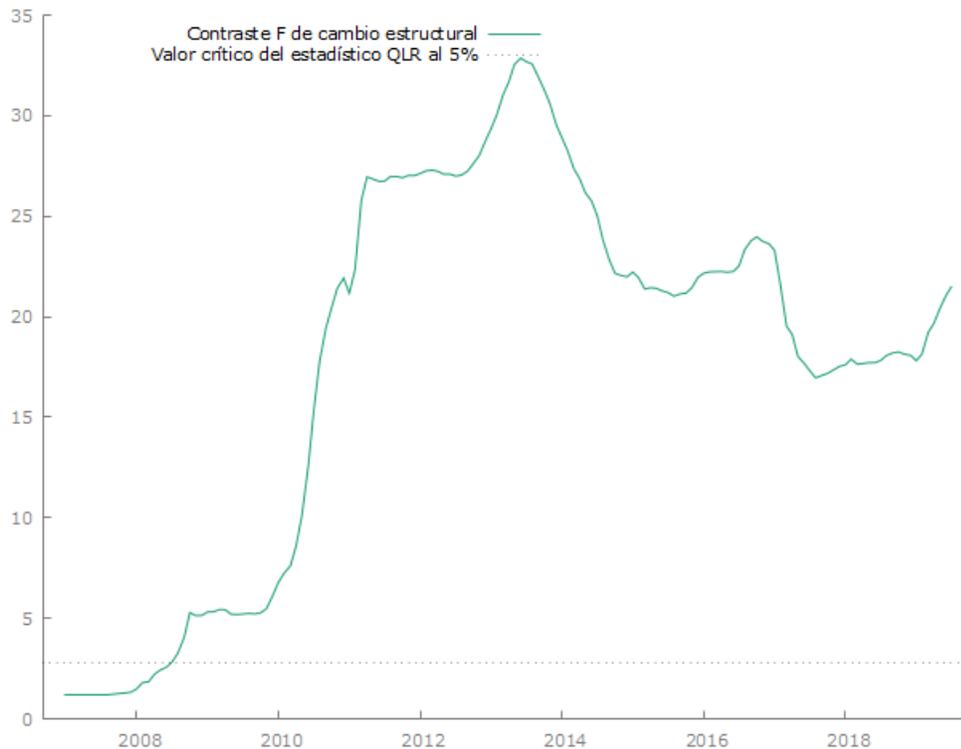
Fuente: elaboración propia.

De los gráficos 3 y 4 anteriores y al igual que la prueba de Regresión aumentada para el contraste de Chow, ambos indicadores se salen de las bandas reafirmando la existencia de un cambio significativo en los parámetros dentro del periodo de análisis. Este cambio se especifica a partir de septiembre de 2019, pero la evidencia estadística sugiere que comenzó antes de ese periodo.

Para encontrar desde dónde viene el cambio estructural se aplicó el Estadístico de razón de verosimilitud de Quandt (QLR, 1960).

El Gráfico 5, que muestra el periodo donde comienza el quiebre estructural en el modelo, es el siguiente:

**Gráfico 5**



Fuente: elaboración propia.

Salida software respecto del quiebre estructural con inicio desconocido: contraste de razón de verosimili-

tudes de Quandt para cambio estructural en un punto desconocido, con recorte del 15 por ciento:

El valor máximo de  $F(9, 195) = 32,8576$  corresponde a la observación 2013:06

Valor p asintótico =  $8,37149e-060$  para Chi-cuadrado(9) = 295,719

Al aplicar el test de Quandt anterior y utilizando la herramienta gráfica se observa el cambio en los parámetros del modelo comienza a partir de 2013. Viendo los test CUSUM y CUSUM<sup>2</sup>, muestran el mismo periodo de quiebre.

Es importante mencionar que no se aplicaron métodos estadísticos más avanzados, como el Bai y Perron (1998), para detectar cambios múltiples estructurales en las series de tiempo. El objetivo de la aplicación de un test es responder si hay o no hay cambio estructural y los 3 test aplicados cumplen el objetivo.

Dado que en octubre de 2019 ocurrió un estallido social en Chile, que causó incertidumbre política, sumada a la pandemia y recesiones mundiales, un modelo para estimar la tasa de interés con estos efectos podría no ser asertivo\*\*\*.

Por lo tanto, se realiza la misma regresión del Modelo 3 hasta septiembre de 2019, para luego comparar los cambios con el modelo original con sus datos hasta marzo de 2023.

El Modelo 7 modificado nos arroja el siguiente resultado:

## Modelo 7

MCO, usando las observaciones 2004:07-2019:08  
 (T = 182)

Variable dependiente: tasa de interés soberana a 10 años –BTPBCP–

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	4,95574	0,562606	8,809	<0,0001	***
<i>IMACEC</i>	-0,0265382	0,00430355	-6,167	<0,0001	***
<i>TPM</i>	-0,151263	0,0322778	-4,686	<0,0001	***
<i>Spread</i> <sub>(CHL-USA)</sub>	0,341028	0,0338132	10,09	<0,0001	***
<i>Bonos</i> <sub>USA</sub>	0,778889	0,0795404	9,792	<0,0001	***
<i>IPCChile</i>	0,164916	0,0850761	1,938	0,0542	*
Media de la vble. dep.	5,397832	D.T. de la vble. dep.	0,932352		
Suma de cuad. residuos	31,92807	D.T. de la regresión	0,425922		
R-cuadrado	0,797075	R-cuadrado corregido	0,791310		
F(5, 176)	138,2634	Valor p (de F)	5,03e-59		
Log-verosimilitud	-99,85940	Criterio de Akaike	211,7188		
Criterio de Schwarz	230,9428	Crit. de Hannan-Quinn	219,5119		
Rho	0,813886	Durbin-Watson	0,374087		

El Modelo 7, al ser estimado entre julio de 2004 y septiembre de 2019, arroja solamente 4 variables estadísticamente relevantes. Esto quiere decir que la relevancia de la inflación interna no es significativa en este periodo, afirmación que se ve refrendada por los datos de la variación del IPC a la fecha de análisis, no así las otras variables. De este resultado podemos concluir que, ya que la inflación se encontraba en sus niveles normales, una variación de esta no afectaba la tasa de interés a 10 años.

## CONCLUSIÓN

La tasa de interés es un precio que esta multideterminado. Existen numerosos estudios que relacionan la tasa tanto con variables económicas reales como monetarias. Dentro de las variables económicas reales se encuentran el Imacec, la tasa de desempleo y tipo de cambio real. Dentro de las variables monetarias se encuentran el tipo de cambio nominal, la tasa de política monetaria y el nivel de inflación entre muchas otras.

En el modelo, incluimos ambos tipos de variables, pues pensamos que la tasa no es solo un fenómeno monetario, sino que también obedece a causa reales como, por ejemplo, el nivel de inversión, entre otros.

En el modelo estudiado consideramos las variables como: tasa de inflación en Chile, las tasas de interés de bonos en EE. UU., la tasa de política monetaria de Chile, entre otras.

De los primeros modelos se observa la existencia de problemas estructurales en los datos como colinealidad y heterocedasticidad, ambos corregidos en los siguientes modelos. También se muestra la poca relevancia de variables que ex ante (modelo teórico) se creía que tendrían relevancia, pero que con los test de significancia se mostró lo contrario, tanto estadística como financiera y económicamente, por ejemplo, la variable EMBI.

De los resultados del Modelo 3 se observa que existen quiebres estructurales en el modelo, esto debido a múltiples shocks, tanto de demanda agregada como de oferta agregada, como, por ejemplo, la crisis subprime de 2008, la pandemia por covid-19 de 2020, efectos internos como reformas tributarias y efectos políticos.

Dos de estos shocks más recientes fueron el estallido social y la pandemia por covid-19, en 2019 y 2020, por lo que estimar la tasa de interés sin considerar estos años da cuenta que de la inflación no era una variable relevante para estas tasas; sin embargo, luego de estos

eventos, sí tomaron relevancia los aumentos sostenidos que ha tenido esta durante los últimos años.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Banco Central de Chile (2023). Datos estadísticos. Recuperado de: <https://www.bcentral.cl/web/banco-central/areas/estadisticas>.

Banco Central de Chile (2023). Países con riesgo soberano apto para inversión. Recuperado de: [https://www.cmfchile.cl/portal/estadisticas/617/articles-16333\\_recurso\\_1.pdf](https://www.cmfchile.cl/portal/estadisticas/617/articles-16333_recurso_1.pdf).

Calani, A. (2015). Impacto de la política monetaria en los mercados financieros evidencia para renta fija y variable EE. UU. – Colombia – Brasil – Chile – México. Tesis para optar al grado de magíster en Finanzas. Universidad de Chile. Recuperado de: <https://repositorio.uchile.cl/handle/2250/137763>

Maddala, G. y Lahiri, K. (2009). Introduction to Econometrics. Londres, Reino Unido: Wiley.

SAS Analytics (2023). Examples chow. Recuperado de: <https://support.sas.com/rnd/app/ets/examples/chow/>

Stock, J. y Watson, M. (2012). Introducción a la Econometría. Madrid, España: Always Learning.

Zeileis, A.; Kleiber, C., Kramer, W. y Hornik, K. (2003). Testing and dating of structural changes in practice. Computational Statistics & Data Analysis. 44 (2003) 109–123 [https://doi.org/10.1016/S0167-9473\(03\)00030-6](https://doi.org/10.1016/S0167-9473(03)00030-6)

## ANEXOS

### Anexo 1. Modelo 1:

MCO, usando las observaciones 2004:07-2023:03 (T = 225)

Variable dependiente: tasa de interés soberana a 10 años –BTPBCP–

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	3,35166	0,736783	4,549	<0,0001	***
$IPC_{Chile}$	0,282239	0,0977109	2,889	0,0043	***
$TC_{real}$	0,00656637	0,00749067	0,8766	0,3817	
$EMBI$	-0,00158246	0,000923059	-1,714	0,0879	*
$IPSA$	5,83136e-05	6,57499e-05	0,8869	0,3761	
$IMACEC$	-0,0193756	0,00550962	-3,517	0,0005	***
$TPM$	4,70765e+07	1,35824e+08	0,3466	0,7292	
$Spread_{(CHL-USA)}$	-4,70765e+0	1,35824e+08	-0,3466	0,7292	
	7				
$Bonos_{USA}$	0,904885	0,0671417	13,48	<0,0001	***
$FED_{FER}$	-4,70765e+0	1,35824e+08	-0,3466	0,7292	
	7				
$IPC_{USA,t}$	0,208186	0,119107	1,748	0,0819	*
Media de la vble. dep.	5,210278	D.T. de la vble. dep.	1,148206		
Suma de cuad. residuos	55,88612	D.T. de la regresión	0,511028		
R-cuadrado	0,810758	R-cuadrado corregido	0,801915		
F(10, 214)	91,68300	Valor p (de F)	1,14e-71		
Log-verosimilitud	-162,5729	Criterio de Akaike	347,1458		
Criterio de Schwarz	384,7230	Crit. de Hannan-Quinn	362,3121		
rho	0,810988	Durbin-Watson	0,377082		

## Anexo 2. Modelo 2:

MCO, usando las observaciones 2004:07-2023:03 (T = 225)

Variable dependiente: tasa de interés soberana a 10 años –BTPBCP–

	<i>Coficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>	
const	3,41872	0,709467	4,819	<0,0001	***
$IPC_{Chile}$	0,287043	0,0965247	2,974	0,0033	***
$IMACEC$	-0,0193978	0,00549796	-3,528	0,0005	***
$TPM$	-0,217155	0,0347695	-6,246	<0,0001	***
$Bonos_{USA}$	0,902202	0,0665574	13,56	<0,0001	***
$Spread_{(CHL-USA)}$	0,431444	0,0346280	12,46	<0,0001	***
$TC_{real}$	0,00607479	0,00734010	0,8276	0,4088	
$EMBI$	-0,00158839	0,000921010	-1,725	0,0860	*
$IPSA$	5,60492e-05	6,52905e-05	0,8585	0,3916	
$IPC_{USA}$	0,204858	0,118477	1,729	0,0852	*

Media de la vble. dep.	5,210278	D.T. de la vble. dep.	1,148206
Suma de cuad.	55,91749	D.T. de la regresión	0,509982
residuos			
R-cuadrado	0,810652	R-cuadrado corregido	0,802726
F(9, 215)	102,2752	Valor p (de F)	1,16e-72
Log-verosimilitud	-162,6361	Criterio de Akaike	345,2721
Criterio de Schwarz	379,4331	Crit. de Hannan-Quinn	359,0596
rho	0,812968	Durbin-Watson	0,373075

### Anexo 3: análisis de ausencia de colinealidad del modelo utilizado

#### Modelo 3

Factores de inflación de varianza (VIF)

Mínimo valor posible = 1.0

Valores mayores que 10.0 pueden indicar un problema de colinealidad

IMACEC	2,331
TPM	5,574
BonosUSA	4,302
SpreadPM	4,651
IPCChile	1,150

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$ , donde  $R(j)$  es el coeficiente de correlación múltiple entre la variable  $j$  y las demás variables independientes

Diagnósticos de colinealidad de Belsley-Kuh-Welsch:

proporciones de la varianza

lambda	cond	const	IMACEC	TPM	BonosUSA	SpreadPM	IPCChile
4,829	1,000	0,000	0,000	0,002	0,001	0,003	0,012
0,524	3,036	0,000	0,001	0,001	0,002	0,003	0,917
0,448	3,285	0,001	0,001	0,009	0,013	0,130	0,002
0,164	5,422	0,004	0,022	0,079	0,056	0,018	0,003
0,031	12,404	0,002	0,044	0,672	0,221	0,686	0,017
0,004	35,270	0,992	0,932	0,236	0,708	0,160	0,049

lambda = autovalores de la inversa de la matriz de covarianzas (smallest is 0,003882)

cond = índice de condición

nota: Las columnas de proporciones de la varianza suman 1.0

De acuerdo con BKW, cond  $\geq 30$  indica "fuerte" dependencia casi lineal, y cond entre 10 y 30 "moderadamente fuerte". Las estimaciones de los parámetros cuya varianza está principalmente asociada con valores cond problemáticos pueden así mismo considerarse problemáticas.

Cuenta de índices de condición  $\geq 30$ : 1

Proporciones de varianza  $\geq 0.5$  asociadas con condición  $\geq 30$ :

const	IMACEC	BonosUSA
0,992	0,932	0,708

Cuenta de índices de condición  $\geq 10$ : 2

Proporciones de varianza  $\geq 0.5$  asociadas con condición  $\geq 10$ :

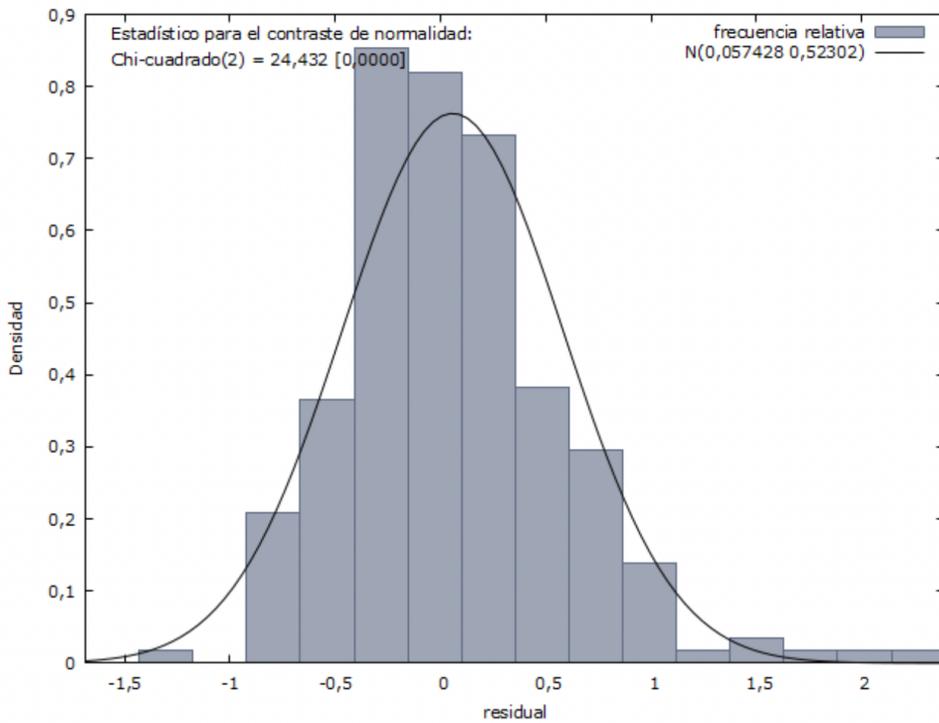
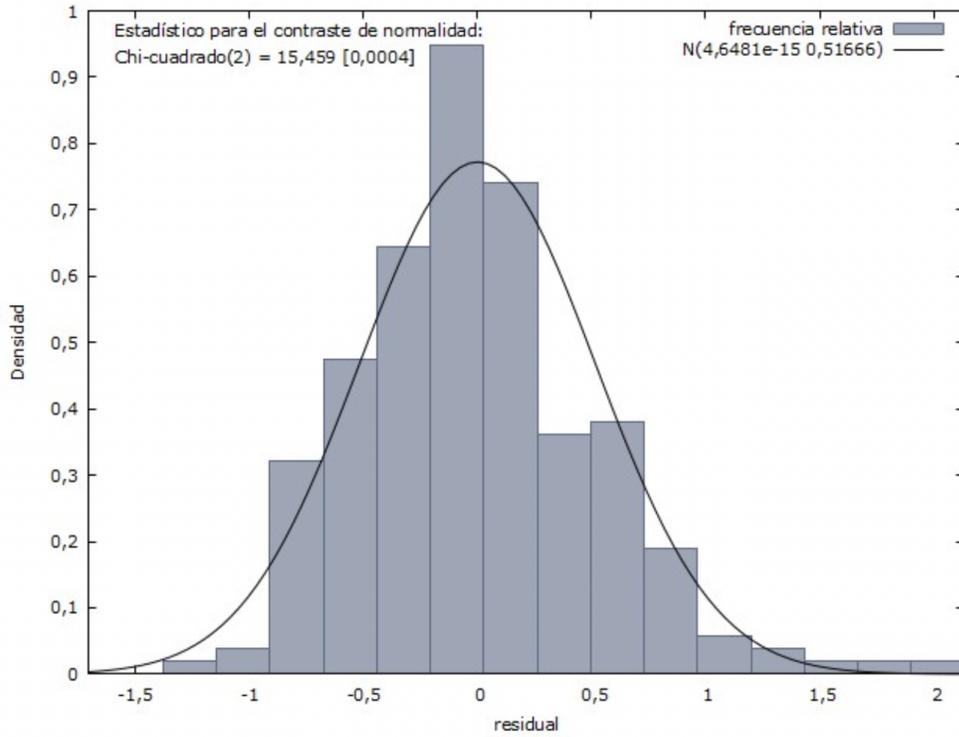
const	IMACEC	TPM	BonosUSA	SpreadPM
0,994	0,976	0,908	0,928	0,846

Anexo 4: contraste de normalidad  
Modelo 3

Distribución de frecuencias para residual, observaciones 1-225  
número de cajas = 15, Media = 4,64813e-015, Desv.típ.=0,516665

intervalo	punto medio	frecuencia	rel	acum.	
< -1,1433	-1,2604	1	0,44%	0,44%	
-1,1433 - -0,90897	-1,0261	2	0,89%	1,33%	
-0,90897 - -0,67468	-0,79183	17	7,56%	8,89%	**
-0,67468 - -0,44040	-0,55754	25	11,11%	20,00%	***
-0,44040 - -0,20611	-0,32325	34	15,11%	35,11%	*****
-0,20611 - 0,028175	-0,088968	50	22,22%	57,33%	*****
0,028175 - 0,26246	0,14532	39	17,33%	74,67%	*****
0,26246 - 0,49675	0,37960	19	8,44%	83,11%	***
0,49675 - 0,73103	0,61389	20	8,89%	92,00%	***
0,73103 - 0,96532	0,84817	10	4,44%	96,44%	*
0,96532 - 1,1996	1,0825	3	1,33%	97,78%	
1,1996 - 1,4339	1,3167	2	0,89%	98,67%	
1,4339 - 1,6682	1,5510	1	0,44%	99,11%	
1,6682 - 1,9025	1,7853	1	0,44%	99,56%	
>= 1,9025	2,0196	1	0,44%	100,00%	

Contraste de la hipótesis nula de distribución Normal:  
Chi-cuadrado(2) = 15,459 con valor p 0,00044





UNIVERSIDAD  
TECNOLÓGICA  
METROPOLITANA  
*del Estado de Chile*



EDICIONES UNIVERSIDAD  
TECNOLÓGICA METROPOLITANA

ISSN: 0718-3933 (formato impreso)  
ISSN: 0719-0891 (formato on-line)