



Universidad Nacional Autónoma de México

Programa de Posgrado en Ciencias de la Administración

“La Relación de los Factores Macroeconómicos y la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011”

T e s i s

Que para optar por el grado de:

Maestro en Finanzas Bursátiles

Presenta:

Gerardo Altamirano Velázquez

Tutor:

Dr. Arturo Morales Castro
Facultad de Contaduría y Administración

México, D. F., Abril de 2013

Índice general

1. PROTOCOLO DE INVESTIGACIÓN	1
1.1. Planteamiento del problema	1
1.2. Pregunta de investigación	5
1.3. Objetivo de investigación	6
1.4. Hipótesis de la investigación	6
1.5. Justificación	7
1.6. Metodología	7
1.7. Resumen capitular	16
2. REVISIÓN DE LA LITERATURA	17
2.1. La Hipótesis de los Mercados Eficientes y los Modelos de Valua- ción de Activos.	17
2.1.1. Hipótesis de los Mercados Eficientes (HME)	17
2.1.2. Capital Asset Pricing Model	18
2.1.3. Arbitrage Pricing Theory	20
2.2. Las relaciones entre las variables macroeconómicas y los mercados de capital	21
2.2.1. Estudios realizados en mercados de capital foráneos	21

2.2.2.	Estudios realizados en la Bolsa Mexicana de Valores	31
2.3.	Relaciones Individuales, Empíricas y Teóricas entre las variables Macroeconómicas y los Mercados de Capital	34
2.3.1.	La Oferta Monetaria	35
2.3.2.	El Índice de Producción Industrial	36
2.3.3.	La Inflación	38
2.3.4.	La Tasa de Interés	40
2.3.5.	El Tipo de Cambio	41
3.	METODOLOGÍA ECONOMETRICA	44
3.1.	Las Series de Tiempo	44
3.1.1.	Proceso estocástico	45
3.1.2.	Proceso estocástico estacionario	46
3.1.3.	Proceso estocástico no estacionario	47
3.1.4.	Proceso estocástico de raíz unitaria	48
3.2.	Pruebas de Estacionariedad en las Series de Tiempo	48
3.2.1.	Prueba Dickey Fuller Aumentada	49
3.2.2.	Prueba Phillips Perron	51
3.3.	Análisis de Correlación	51
3.3.1.	Covarianza	52
3.3.2.	Coefficiente de Correlación de Pearson	52
3.3.3.	Coefficiente de Determinación	54
3.4.	Análisis de Regresión Múltiple	55
3.4.1.	Supuestos de los mínimos cuadrados ordinarios	56

3.4.2.	Propiedades de los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios	58
3.4.3.	Prueba de significancia individual de los coeficientes de regresión múltiple	59
3.4.4.	Prueba de significancia general del modelo de regresión múltiple	60
3.4.5.	Coefficiente de determinación múltiple R^2	61
3.4.6.	Pruebas para especificar un modelo de regresión múltiple	61
3.4.6.1.	Prueba de variables redundantes	62
3.4.6.2.	Prueba de variables omitidas	63
3.4.7.	Criterios de elección entre modelos de regresión múltiple .	65
3.4.8.	Pruebas para validar los supuestos de los mínimos cuadrados ordinarios	66
3.4.8.1.	Normalidad	66
3.4.8.2.	Multicolinealidad	67
3.4.8.3.	Auto correlación	69
3.4.8.4.	Heteroscedasticidad	72
3.5.	Análisis de Causalidad	74
3.5.1.	Prueba de Causalidad de Granger	75
4.	ESTUDIO EMPÍRICO	77
4.1.	Análisis gráfico	77
4.1.1.	Oferta Monetaria	77
4.1.2.	Actividad Económica	78
4.1.3.	Inflación	78
4.1.4.	Tasa de Interés	79

4.1.5.	Tipo de Cambio	79
4.2.	Pruebas de raíz unitaria y estadísticas descriptivas.	80
4.2.1.	Oferta Monetaria	80
4.2.2.	Actividad Económica	82
4.2.3.	Inflación	84
4.2.4.	Tasa de Interés	86
4.2.5.	Tipo de Cambio	88
4.2.6.	Índice de Precios y Cotizaciones	90
4.3.	Análisis de Correlación	91
4.3.1.	La Oferta Monetaria y la BMV	91
4.3.2.	La Actividad Económica y la BMV	92
4.3.3.	La Inflación y la BMV	93
4.3.4.	La Tasa de Interés y la BMV	94
4.3.5.	El Tipo de Cambio y la BMV	95
4.4.	Análisis de regresión múltiple	96
4.4.1.	Especificación del modelo de regresión múltiple	96
4.4.1.1.	Prueba de variables redundantes	96
4.4.1.2.	Prueba de variables omitidas	97
4.4.2.	Formas Funcionales	98
4.4.3.	Modelo de regresión múltiple	99
4.4.4.	Validación de los supuestos de los mínimos cuadrados ordinarios	101
4.4.4.1.	Normalidad	101
4.4.4.2.	No autocorrelación	102

4.4.4.3.	Homoscedasticidad	102
4.4.4.4.	Comportamiento estacionario en los residuales	103
4.5.	Análisis de Causalidad	104
4.5.1.	La Oferta Monetaria y la BMV	104
4.5.2.	La Actividad Económica y la BMV	105
4.5.3.	La Inflación y la BMV	106
4.5.4.	La Tasa de Interés y la BMV	107
4.5.5.	El Tipo de Cambio y la BMV	108
5.	INTERPRETACIÓN Y CONCLUSIONES	109
5.1.	Análisis de Correlación	109
5.2.	Análisis de Regresión Múltiple	110
5.2.1.	Especificación del modelo	110
5.2.2.	Resultados de la regresión	111
5.3.	Análisis de Causalidad	114
5.4.	Conclusiones Generales	115
	Bibliografía	118

Nomenclatura

AE	Actividad Económica
AIC	Criterio de Información de Akaike
APT	Arbitrage Pricing Theory
BMV	Bolsa Mexicana de Valores
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CEFP	Centro de Estudios de Finanzas Públicas
Cete28	Tasa de los Certificados de la Tesorería de la Federación a 28 días
Ctreal	Tasa real de Cetes a 28 días
DFA	Dickey Fuller Aumentada
DW	Durbin Watson
FRM	Función de Regresión Muestral
FRP	Función de Regresión Poblacional
Ha	Hipótesis Alternativa
Ho	Hipótesis Nula
INEGI	Instituto Nacional de Estadística y Geografía
Inf	Inflación
Infva	Variación Anual Porcentual de la Tasa de Inflación
Infvm	Variación Mensual Porcentual de la Tasa de Inflación
INPC	Índice Nacional de Precios al Consumidor
IPC	Índice de Precios y Cotizaciones

IPI	Índice de Producción Industrial
ISSSTE	Instituto Seguridad y Servicio Social de los Trabajadores del Estado
JB	Jarque Bera
LnIPC	Logaritmo del IPC
LnIPI	Logaritmo de IPI
LnM1	Logaritmo de M1
LnM2	Logaritmo de M2
LnM3	Logaritmo de M3
LnM4	Logaritmo de M4
LnTBc	Logaritmo del TBc
LnTBv	Logaritmo del TBv
LnTcf	Logaritmo del Tcf
LnTcreal	Logaritmo del Tcreal
M1	Agregado Monetario M1
M2	Agregado Monetario M2
M3	Agregado Monetario M3
M4	Agregado Monetario M4
MCO	Mínimos Cuadrados Ordinarios
MCRL	Modelo Clásico de Regresión Lineal
MELI	Mejor Estimador Lineal Inssegado
OM	Oferta Monetaria
PP	Phillips Perron
SHCP	Secretaria de Hacienda y Crédito Público
SIC	Criterio de Información de Schwartz
Subva	Variación Anual Porcentual de la Inflación Subyacente
Subvm	Variación Mensual Porcentual de la Inflación Subyacente
TBc	Tipo de Cambio Interbancario de Compra

TBv	Tipo de Cambio Interbancario de Venta
Tc	Tipo de Cambio
Tcf	Tipo de Cambio Fix
Tcreal	Tipo de Cambio Fix real
TFFEU	Tasa de los Fondos de la Reserva Federal de los Estados Unidos
Ti	Tasa de interés
TLCAN	Tratado de Libre Comercio de América del Norte
TLe3	Tasa de las Letras del Tesoro de los Estados Unidos a 3 meses
VIPI	Variación Porcentual del Índice de Producción Industrial

Índice de figuras

1.1. Índice de Precios y Cotizaciones	2
1.2. Agregados monetarios	10
1.3. Metodología de la Investigación	14
3.1. Coeficiente de correlación de Pearson	53
3.2. Estadístico “d” de Durbin-Watson	71
4.1. Gráficas del factor: Oferta Monetaria	77
4.2. Gráficas del factor: Actividad Económica	78
4.3. Gráfica del factor: Inflación	78
4.4. Gráficas del factor: Tasa de Interés	79
4.5. Gráficas del factor: Tipo de Cambio	79
4.6. Prueba Jarque-Bera para Normalidad	101

Índice de cuadros

2.1. Estudios en los mercados financieros foráneos	30
2.2. Estudios en la Bolsa Mexicana de Valores	34
2.3. Relaciones empíricas de la OM y los mercados de capital	36
2.4. Relaciones empíricas de la AE y los mercados de capital	37
2.5. Relaciones empíricas de la Inf. y los mercados de capital	39
2.6. Relaciones empíricas de la Ti y los mercado de capital	41
2.7. Relaciones empíricas del Tc y los mercados de capital	43
4.1. Pruebas de raíz unitaria del factor: Oferta Monetaria	80
4.2. Pruebas de raíz unitaria del factor: Actividad Económica	82
4.3. Pruebas de raíz unitaria del factor: Inflación	84
4.4. Pruebas de raíz unitaria del factor: Tasa de Interés	86
4.5. Pruebas de raíz unitaria del factor: Tipo de Cambio	88
4.6. Pruebas de raíz unitaria del Índice de Precios y Cotizaciones	90
4.7. Matriz de correlación entre la OM y la BMV	92
4.8. Matriz de correlación entre la AE y la BMV	93
4.9. Matriz de correlación entre la Inf y la BMV	93
4.10. Matriz de correlación entre la Ti y la BMV	94

4.11. Matriz de correlación entre el Tipo de Cambio y la BMV	95
4.12. Prueba de variables redundantes	97
4.13. Prueba de variables omitidas	98
4.14. Análisis de regresión múltiple	100
4.15. Prueba Breusch-Godfrey para No Autocorrelación	102
4.16. Prueba White para Homoscedasticidad	102
4.17. Prueba de raíz unitaria de los residuales	103
4.18. Relaciones de causalidad entre la OM y la BMV	104
4.19. Relaciones de causalidad entre la AE y la BMV	105
4.20. Relaciones de causalidad entre la Inflación y la BMV	106
4.21. Relaciones de causalidad entre la Tasa de Interés y la BMV	107
4.22. Relaciones de causalidad entre el Tipo de Cambio y la BMV	108

Resumen

Esta investigación estudia empíricamente la relación entre un conjunto de factores macroeconómicos y la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

La cual está enmarcada dentro de la HME propuesta por FAMA (1970) y el APT propuesto por ROSS (1976).

Estudios más tempranos para la BMV son de MORALES and MARTÍNEZ (2012), NUÑEZ and CRUZ (2011), MARTINEZ and CASTRO (2010), RODRIGUEZ (2010), ARMENTA, VAZQUEZ and VALDES (2010), MEBV (2009), LÓPEZ (2006), ABREU (2005), LÓPEZ and TÉLLEZ (2002) y CUEVAS (2002), en cambio para otros mercados esta NOSAKHARE (2012), HSING (2011), BAYEZID (2011), IMRAN et al. (2010), OZBAY (2009), MOHAMMAD et al. (2009), YILMAZ (2008), GAY (2008), entre otros.

Esta investigación empleó como variable proxy de la BMV al índice de precios y cotizaciones, en cambio las variables macroeconómicas fueron agrupadas en los factores: oferta monetaria, actividad económica, inflación, tasa de interés y tipo de cambio.

Para realizar el estudio empírico fueron aplicadas: pruebas de raíz unitaria, de correlación, de causalidad y un modelo de regresión múltiple.

Los resultados encontrados fueron que los factores con correlaciones significativas con la BMV son: oferta monetaria, actividad económica y tipo de cambio.

En cambio, las variables que resultaron significativas en el modelo de regresión múltiple son: agregado monetario M3 con signo positivo y tipo de cambio interbancario de venta de manera inversa, además se identificaron dos sucesos atípicos en el comportamiento del IPC, uno positivo en Noviembre de 1995 y otro negativo en Agosto de 1998.

Por otra parte, la prueba de causalidad mostro que solo existe causalidad unidireccional significativa de la BMV a los factores actividad económica, inflación, tasa de interés y tipo de cambio.

Por lo tanto, se concluye que la relación directa de M3 es producto de flujos de capital foráneo que han entrado al país para invertir en la BMV, mismos que aumentan la oferta de dólares y se reflejan en una apreciación del peso (baja el Tc), lo que proporciona liquidez al mercado de capitales e incrementa la demanda de acciones y con una oferta constante en el corto plazo, los precios de los activos se incrementan.

Capítulo 1

PROTOCOLO DE INVESTIGACIÓN

1.1. Planteamiento del problema

En la actualidad, la búsqueda de mayores rendimientos del capital ha causado procesos como su internacionalización y financiarización, ocasionando que la función de los mercados financieros en la intermediación, distribución y asignación de flujos de capital entre unidades deficitarias y supervitarias tome más relevancia.

Por otra parte, los avances del sector de las telecomunicaciones y la aplicación de políticas de libre tránsito del capital han producido una mayor integración entre los distintos centros financieros, al reducir costos operativos y eliminar restricciones legales, ocasionando mayor número de operaciones internacionales, innovaciones financieras, bursatilización de activos y aumentos en la capitalización de los distintos mercados financieros.

Asimismo, la integración ha ocasionado que acontecimientos políticos, sociales, económicos y financieros que suceden en el contexto global se han reflejados en el comportamiento de las variables macroeconómicas e impacten a los mercados de capital y también viceversa, creando así una compleja red financiera global que enlaza desde las operaciones más complejas hasta las más simples.

En México, la institución encargada del mercado de capitales es la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) que ópera por concesión de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público (SHCP) con fundamento legal en la Ley de Mercado de Valores.

El principal indicador que refleja el comportamiento del mercado de capitales de la Bolsa Mexicana de Valores es el Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) que expresa el rendimiento del mercado accionario en función de las variaciones en los precios de una muestra balanceada, ponderada y representativa de acciones.

En la Fig.1.1 se aprecia de manera gráfica al IPC de Enero de 1995 a Diciembre del 2011 periodo en que el IPC tuvo un comportamiento creciente, acelerado y exponencial.

También, este periodo se caracteriza por la presencia de un tipo de cambio flexible de acuerdo con MORALES (2009) y MORALES and TORRES (2010), por otro lado puede clasificarse en tres periodos, uno de recuperación de 1995 a 2000, otro de estabilidad de 2001 a 2006 y uno de crisis de 2007 a 2011 de acuerdo con TORRES (2009) y VAZQUEZ (2006).

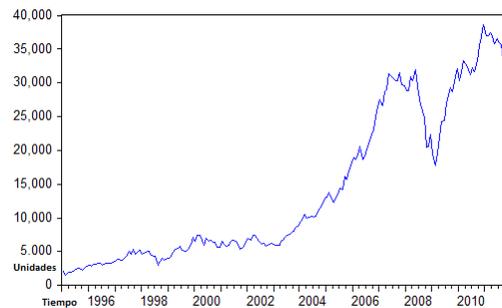


Figura 1.1: Índice de Precios y Cotizaciones

En 1995, la economía mexicana estaba recuperándose de la crisis de 1994, los avances del sector de las telecomunicaciones estaban en marcha y empezaban las reformas en materia financiera.

En ese año, el IPC logro pasar de los 2,000 puntos hasta rondar los 36,500 aproximadamente para 2010, lo que equivale a una tasa de crecimiento de 1825 %.

En los primeros 8 ocho años, el IPC presento un crecimiento constante pero a partir de 2002 creció de manera acelerada y exponencial hasta mediados de 2007, año en que se presenta la actual crisis financiera y el mercado cae hasta aproximadamente los 17,000 puntos, posteriormente, inicia un periodo de recuperación que lo eleva hasta los 39,000 para finales del 2011.

Durante 1995 a 2010 acontecieron importantes sucesos en el ambiente económico-financiero a escala nacional e internacional, en México los endógenos más preponderantes fueron la crisis financiera que sufrió su economía, las reformas en

materia financiera que se establecieron y la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) que ocasiono mayor integración entre los centros financieros de México y Estados Unidos de acuerdo con GALINDO and GUERRERO (1999).

Por otro lado, en el contexto internacional fueron la crisis en el sudeste Asiático (la primera con repercusiones globales), la burbuja financiera de las compañías de Internet del índice Nasdaq, la política monetaria de la Reserva Federal de los Estados Unidos, la creación de la zona euro y su unión monetaria, la crisis de las hipotecas suprime y los problemas de deuda soberana de algunos miembros de la euro zona.

Estos sucesos económico-financieros internos y externos pueden verse reflejados en los comportamientos de las variables macroeconómicas que asimilan la información e influyen en la toma decisiones de inversión de los inversionistas ocasionando modificaciones en la estructura de sus portafolios y por lo tanto, un impacto en los mercados de capital.

Para conocer las relaciones entre las variables macroeconómicas y los mercados de capital se revisaron algunos estudios empíricos que investigaron estas relaciones en el contexto nacional e internacional, también se consultó la literatura financiera con respecto a las relaciones de los factores sistemáticos y los rendimientos accionarios.

Existe una amplia literatura financiera sobre modelos de valuación de activos aunque LÓPEZ (2006) sugiere que los principales modelos son el Capital Asset Pricing Model (CAPM) y el Arbitrage Pricing Theory (APT).

El primero, plantea al rendimiento esperado de una acción i en función de un activo libre de riesgo más una prima de riesgo, la cual está compuesta por una β que mide la sensibilidad de los rendimientos de la acción i ante los rendimientos de una cartera representativa del mercado, y por la diferencia aritmética entre el rendimiento promedio de la cartera del mercado menos la tasa libre de riesgo.

En cambio, el segundo plantea al rendimiento esperado de una acción i en función de su rendimiento promedio u autónomo más X_j factores de riesgos sistemáticos derivados de variables macroeconómicas con sus respectivas β_j o medidas de sensibilidad y un factor de riesgo no sistemático.

Por otra parte, la evidencia empírica consultada plantea diferentes resultados para cada contexto económico-financiero bajo estudio, técnicas econométricas aplicadas, periodos de estudio, frecuencia de datos, variables utilizadas y escalas empleadas.

Entre los estudios consultados esta MORALES AND MARTÍNEZ (2012) que investigaron a través de una regresión múltiple la sensibilidad de los factores macroeconómicos en los rendimientos de la Bolsa Mexicana de Valores de 2001 a 2011.

Encontraron que los coeficientes de las variables cambio porcentual en el índice de confianza del consumidor, la inflación y las variaciones en el tipo de cambio (peso-dólar) son significativas y con signos lógicos para explicar los rendimientos del mercado de capitales en México.

En cambio, IMRAN ET AL. (2010) planteo un modelo de vectores autoregresivos para estudiar los efectos causales entre los indicadores macroeconómicos y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Pakistán de Junio de 1990 a Diciembre del 2008.

Descubrió la existencia de una relación de largo plazo entre el IPI y la inflación con el mercado de capitales, en cambio solo encontró una relación causal unidireccional significativa del IPI a los movimientos accionarios y de este a la balanza comercial.

Por otro lado, SINGH (2010) aplico un análisis de causalidad Granger para estudiar las correlaciones y relaciones causales entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de India de Abril de 1995 a Marzo del 2009.

Descubrieron la existencia de una fuerte correlación del IPI y la inflación a los movimientos del mercado, en cambio encontraron una relación de causalidad bidireccional entre el IPI y los precios de las acciones, y una unidireccional de la inflación al mercado de capitales.

Otra investigación es de ARMENTA, VAZQUEZ AND VALDES (2010) que estudio la influencia macroeconómica y contable en el mercado de capitales de la BMV de Marzo 1997 a Abril del 2008, planteando un modelo con técnicas de análisis de datos de panel.

Encontró que solo tres de las variables macroeconómicas son estadísticamente significativas con sus signos esperados, en cambio las variables contables resultaron no significativas.

Por su parte, OZBAY (2009) estudio a través de un análisis de causalidad los efectos de las relaciones causales entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Turquía de Enero de 1998 a Diciembre del 2008.

Encontró una relación negativa del tipo de cambio y la tasa de interés al mercado de capitales, en cambio la relación de la oferta monetaria, la inflación y la producción industrial resultaron positivas.

En cambio, MEBV (2009) estudiaron a través de un modelo vectorial la interacción entre la BMV y determinadas variables macroeconómicas de Diciembre de 1994 a Diciembre del 2007.

Obtuvieron de resultado relaciones significativas pero diferentes en el corto y largo plazo entre las variables macroeconómicas y el mercado de capitales.

Por su lado, CUEVAS (2002) planteo un modelo estructural vectorial para estudiar el efecto dinámico de las variables macroeconómicas en el mercado de capitales de la BMV de Enero de 1990 a Junio del 2000.

Encontró una relación inversa entre la tasa de interés, el tipo de cambio y los precios de las acciones, en cambio los resultados del análisis de causalidad indicaron que en conjunto las variables macroeconómicas causan a los movimientos del mercado de capitales, y este causa a la oferta monetaria, el tipo de cambio, la tasa de interés y la inflación.

Hasta ahora, los estudios empíricos consultados reflejan resultados ambiguos al encontrarse diferentes efectos de las variables macroeconómicas para cada mercado de capitales y horizontes de tiempo.

Por otro lado, la literatura financiera ha aportado algunos modelos para explicar los rendimientos del mercado de capitales pero carecen de identificar los factores de riesgo sistemático que deben ser empleados, tal es el caso del APT.

Por lo tanto, debido a la problemática descrita, la literatura financiera revisada y la evidencia empírica consultada, se plante las siguientes preguntas de investigación.

1.2. Pregunta de investigación

- ▷ ¿Cuales son las variables macroeconómicas que explican significativamente a los movimientos del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011?
- ▷ ¿En que sentido y en que magnitud afectan las variables macroeconómicas que resultaron significativas en explicar los movimientos del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2010?
- ▷ ¿Existe alguna relación causal significativa entre las variables macroeconómicas y los movimientos del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011?

1.3. Objetivo de investigación

Acorde a las preguntas de investigación, el presente estudio tiene como objetivo principal:

- ▷ Estudiar empíricamente la relación entre los factores macroeconómicos y el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

Para cumplir con el objetivo principal se plantean los siguientes objetivos secundarios:

- ▷ Elaborar un estudio de causalidad entre cada variable macroeconómica y el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011 para conocer la existencia de alguna relación causal significativa entre las variables.
- ▷ Plantear un modelo de regresión lineal múltiple que explique los movimientos del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011 en función de un conjunto de variables macroeconómicas que sean significativas para el periodo de estudio.
- ▷ Realizar un análisis de correlaciones para conocer la fuerza y dirección de las relaciones lineales entre las variables macroeconómicas y del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

1.4. Hipótesis de la investigación

De acuerdo a las preguntas de investigación y al objetivo este estudio plantea como hipótesis principal:

- ▷ Ho: Los movimientos del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011 son explicados por el comportamiento directo del Agregado Monetario M3 e inverso del Tipo de Cambio, al ser los coeficientes individualmente y conjuntamente estadísticamente significativos al 5 % de nivel de significancia y cumpliendo con los supuestos de los mínimos cuadrados ordinarios.

1.5. Justificación

La relevancia de la presente investigación está en los resultados obtenidos que aportan un conocimiento empírico a la Teoría financiera existente sobre las relaciones de las variables macroeconómicas y el mercado de capital de la Bolsa Mexicana de Valores.

A su vez, estos resultados servirán como insumo en la toma de decisiones de ahorradores e inversionistas a la hora de estructurar sus portafolios de inversión en búsqueda de mayores rendimientos que los ofrecidos por los instrumentos bancarios tradicionales con la finalidad de poder satisfacer sus objetivos financieros o necesidades de consumo futuro.

También, los resultados son de gran utilidad para los de tesoreros de alguna dependencia gubernamental o empresa privada, inversionistas particulares e institucionales, especuladores y todos aquellos que tomen decisiones financieras con la finalidad de armar portafolios de inversión más eficientes acorde a sus necesidades.

1.6. Metodología

Esta investigación tiene un alcance explicativo al relacionar y explicar los efectos de las variables macroeconómicas en los movimientos del índice precios y cotizaciones.

Es no experimental, porque no se manipula deliberadamente a ninguna de las variables y por ultimo, es longitudinal al analizar los datos a través del tiempo.

▷ Definición de las variables macroeconómicas

Las series de tiempo utilizadas tienen una periodicidad mensual y en total son 204 observaciones por cada variable para un periodo de Enero de 1995 a Diciembre del 2011, para el tratamiento de la información se utilizó el software de Eviews 5.0 y Excel 2010.

El periodo de estudio es caracterizado de acuerdo con TORRES (2009) y VAZQUEZ (2006) por la presencia de un amplio ciclo financiero: de 1995 a 2000 recuperación, de 2001 a 2006 estabilidad y de 2007 a 2011 crisis.

Para seleccionar a las variables macroeconómicas se consultó la evidencia empírica y se agruparon en los factores que resultaron más significativos y que en

mayor medida han afectado a los movimientos del mercado de capitales en los diferentes contextos y en la BMV.

Por lo tanto, se define a los siguientes grupos como variables macroeconómicas: Agregados Monetarios (OM), Actividad Económica (AE), Inflación (Inf), Tasa de interés (Ti) y Tipo de cambio (Tc), mismas que reflejan de acuerdo a CUEVAS (2002) una economía abierta con régimen cambiario flotante.

Para identificar en lo particular a cada variable macroeconómica utilizada como proxy de cada factor se siguieron los siguientes lineamientos:

OM = Se utilizaron los cuatro agregados monetarios: M1, M2, M3 y M4.

AE = Se utilizó al Índice de Producción Industrial y su variación porcentual por ser indicadores representativos de la actividad económica.

Inf = Se utilizó a las variaciones porcentuales anuales y mensuales del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) por ser las medidas más representativas de la inflación y para identificar sus efectos sin la inclusión de sus elementos más volátiles se utilizó a las variaciones porcentuales anuales y mensuales de la Inflación Subyacente.

Ti = Se utilizaron dos tipos tasas, foráneas y nacionales, eligiéndose las tasas libre de riesgo más representativas en el mercado mexicano y norteamericano, que fueron: la tasa de Cetes a 28 días, la tasa de las letras del tesoro y de los fondos federales de la reserva federal.

Tc = Se utilizó al tipo de cambio Fix, real, TBv y TBC por ser representativos de las operaciones del mercado de divisas.

▷ Especificación del modelo econométrico

Una vez identificadas las variables exógenas es especificada la forma funcional del modelo que estudia los efectos de las variables macroeconómicas en la BMV.

$$IPC = (OM, AE, Inf, Ti, Tc) \quad (1.1)$$

Partiendo de la ecuación 1.1 y con base en el APT es especificado el siguiente modelo econométrico:

$$IPC = \beta_0 + \sum X_i \beta_j + \varepsilon \quad (1.2)$$

Donde:

IPC = Los movimientos del IPC

β_0 = El movimiento autónomo del IPC

X_j = Las variables macroeconómicas

β_i = La sensibilidad de cambios en el IPC_j ante movimientos de X_j

ε = El componente aleatorio que explica las movimientos no captados por las variables exógenas

Una vez planteado el modelo econométrico e identificada las variables macroeconómicas que resultaron significativas es obtenido el siguiente modelo logarítmico en primeras diferencias que explica los movimientos de la BMV bajo el periodo de estudio.

$$DlnIPC_t = \beta_0 + \beta_1 DlnM3 - \beta_2 DlnTBv + DNov95 - DAgo98 + \varepsilon \quad (1.3)$$

Donde:

$DlnIPC$ = Diferencia logarítmica del Índice de Precios y Cotizaciones

$DlnM3$ = Diferencia logarítmica del Agregado Monetario M3

$DlnTBv$ = Diferencia logarítmica del Tipo de cambio interbancario de venta

$DNov95$ = Variable dicotómica para Nov.95

$DAgo98$ = Variable dicotómica para Ago.98

ε = Término de Error

▷ Definiciones Operacionales

- La oferta monetaria

La oferta monetaria de acuerdo con BANXICO (2013) es una medida del dinero legal que circula en una economía para comprar bienes, servicios y activos financieros, la oferta de dinero está integrada por cuatro agregados monetarios M1, M2, M3 y M4 que se clasifican por su grado de liquidez e incluyen solamente al ahorro del sector privado.

Por otra parte, se considera al ahorro del sector público en versiones ampliadas tales como M1a, M2a, M3a y M4a.

La estructura de los agregados monetarios respeta los principios elaborados por organismos internacionales de regulación financiera, y los bancos centrales de cada país son los encargados de su aplicación.

En México la institución encargada de generar y analizar los agregados monetarios es Banco de México, quien elabora y define sus componentes, los cuales pueden apreciarse detalladamente en la Fig. 1.2

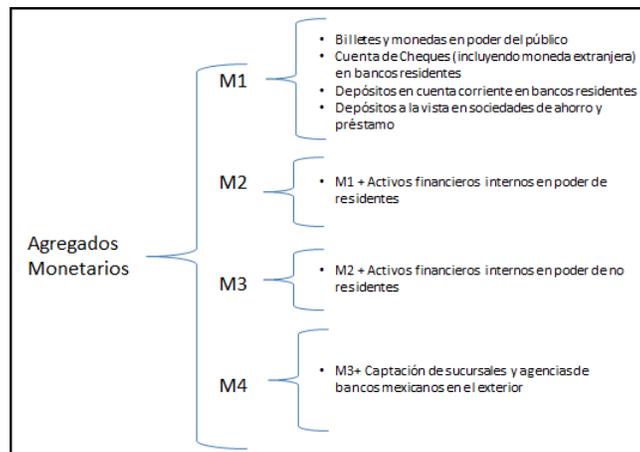


Figura 1.2: Agregados monetarios

El agregado monetario 1 (M1) es igual a la suma de billetes y monedas en poder del público, las cuentas de cheques en moneda nacional y extranjera en bancos residentes, los depósitos en cuenta corriente en moneda nacional y extranjera en bancos residentes y los depósitos a la vista de las sociedades de ahorro y préstamo.

El agregado monetario 2 (M2) es igual a M1 mas los activos financieros en poder de residentes, que se clasifican en la captación interna de bancos residentes en moneda nacional y extranjera, la captación de sociedades de ahorro y préstamo, los valores públicos emitidos por el Gobierno Federal, Banco de México, Instituto de Protección al Ahorro Bancario y otros en poder de residentes, los valores privados en poder de siefores, empresas privadas, y particulares y los fondos de ahorro para el retiro fuera de las siefores como son: el fondo para la vivienda, para el retiro en el Banco de México y bonos de pensión ISSSTE.

El agregado monetario 3 (M3) es igual a M2 mas los activos financieros internos en poder de no residentes, que se clasifican en captación de bancos residentes en

moneda nacional, y extranjera y los valores públicos emitidos por el Gobierno Federal, Banco de México y el Instituto de Protección al Ahorro Bancario en poder de no residentes.

El agregado monetario 4 (M4) es igual a M4 mas la captación de sucursales y agencias de bancos mexicanos en el exterior, que se clasifica en depósitos de residentes y no residentes en moneda nacional y extranjera.

- El Tipo de Cambio

El tipo de cambio peso/dólar es el precio de la moneda nacional (peso) en relación con una foránea (dólar).

En México se determina libremente en el mercado sin la intervención de las autoridades, bajo un régimen de libre flotación.

De acuerdo con BANXICO (2012) existen distintos tipos de cambio peso/dólar porque hay diferentes tipos de operaciones que difieren en plazo de cotización y monto, los cuales son:

- ▷ El Tipo de cambio Fix es un promedio de cotizaciones de compra y venta de dólares que calcula la oficina de cambios nacionales del Banco de México cada día hábil bancario con base en las operaciones liquidables para el segundo día hábil bancario siguiente a la fecha de cotización en el mercado de cambios al Mayoreo.

Estas cotizaciones son obtenidas de plataformas de transacción cambiaria y otros medios electrónicos con representatividad en el mercado de cambios, las cuales se solicitan en tres periodos, de las 9:00 am a las 9:59 am, de las 10:00 am a las 10:59 am, y de las 11:00 am a las 12:00 pm.

El tipo de cambio Fix se da a conocer de forma extraoficial el mismo día en que se determina alrededor de las 12:30 horas en la página electrónica del Banco de México y de forma oficial al día siguiente en el diario oficial de la federación.

Este tipo de cambio es utilizado por distintos participantes para fijar una referencia para sus transacciones aunque es posible pactarlas a cualquier tipo de cambio de referencia.

- ▷ El tipo de cambio spot “mismo día, 24 horas y 48 horas” que también publica el Banco de México en su pagina electrónica, es una muestra de las transacciones al mayoreo que se llevan acabo entre Bancos, Casa de Bolsa, Casa de Cambio y Particulares.

Las denominaciones “mismo día, 24 horas y 48 horas” se refieren a los plazos de liquidación. El termino “spot” es utilizado como sinónimo del plazo de liquidación mas común, que en el caso del tipo de cambio peso/dólar es de 48 horas. Estos tres plazos es lo que se conoce como mercado al contado.

- ▷ El tipo de cambio de ventanilla, es el que ofrecen las casas de cambio y es al que pueden acceder los particulares para realizar operaciones al menudeo y su cotización depende de sus costos de transacción y las condiciones de competencia existente entre ellas.

- El Índice de Precios y Cotizaciones

La Bolsa Mexicana de Valores tiene como principal indicador de su actividad bursátil al Índice de Precios y Cotizaciones que refleja los movimientos del mercado accionario a través de una muestra balanceada, ponderada y representativa del total de capital accionario que cotiza en la Bolsa.

Para considerar al índice de precios y cotizaciones como un fiel indicador de las fluctuaciones del mercado de capitales debe cumplir con dos conceptos fundamentales que señala en su nota metodológica de acuerdo con el Comité Técnico de Metodologías (2012).

- ▷ Representatividad. La muestra debe reflejar el comportamiento y la dinámica del mercado de capitales.
- ▷ Invertibilidad. Las acciones que lo integran cuentan con las características de operación y liquidez.

Por otra parte, las características principales de este índice son:

- ▷ El actual periodo base que tiene es Octubre de 1978.
- ▷ El tamaño de la muestra es de 35 series accionarias.
- ▷ La selección de las acciones se base en los indicadores de rotación diaria y el valor de mercado ajustado por acciones flotantes.

Para determinar la participación o pesos relativo de cada serie accionaria dentro de la muestra, se utiliza la siguiente formula:

$$w_i = \frac{VMAF_i}{VMAF} \quad (1.4)$$

Donde:

w_i =Peso relativo de cada serie accionaria dentro de la muestra del indice.

$VMAF$ =Valor de mercado ajustado por acciones flotantes del total de series accionarias de la muestra del índice.

$VAMF_i$ =Valor de mercado ajustado por acciones flotantes de la serie “i”.

Para conocer el valore de mercado ajustado por acciones flotantes de la serie accionaria “i” se utiliza la siguiente formula:

$$VMF_i = [FAF_i * Q_i] * P_i \quad (1.5)$$

Donde:

FAF_i =Factor de ajuste por acciones flotantes de la serie accionaria “i”.

Q_i =Número de acciones inscritas en Bolsa de la serie accionaria “i”.

P_i =Ultimo precio registrado en Bolsa de la serie accionaria “i”.

Para evitar la concentración de los pesos relativos en pocas acciones, se fija como peso máximo que puede tener una serie accionaria en 25 % y en conjunto las 5 series mas importantes no podrán exceder el 60 %. En caso de que se rebasen estos límites, se ajustarán los pesos relativos a estos al redistribuir los excesos.

Para mantener actualizada la muestra, se revisa una vez al año en el mes de Agosto y las actualizaciones entrarán en vigor hasta el primer día hábil del mes de septiembre.

La formula del calculo diario del índice del precios y cotizaciones es la siguiente:

$$I_t = I_{t-1} \left(\frac{\sum P_{it} * (Q_{it} * FAF_i)}{\sum P_{it-1} * (Q_{it-1} * FAF_i) * F_{it-1}} \right) \quad (1.6)$$

Donde:

I_t = Índice en el día t

I_{t-1} =Índice en el día t-1

P_{it} = Precio de la serie accionaria “i” en el día “t”.

Q_{it} = Acciones inscritas de la serie accionaria “i” el día “t”.

FAF_i = Factor de ajuste por acciones flotantes de la serie accionaria “i”.

f_i = Factor de ajuste por ex-derechos de la serie accionaria “i” el día “t”.

$i = 1, 2, 3, \dots, n$

▷ Metodología de la investigación empleada.

Para cumplir con el objetivo del presente estudio es seguido un proceso metodológico basado en GUERRERO (2008), LACAYO (2006) y LACAYO (2007), mismo que se describe de manera gráfica en la Fig.1.3

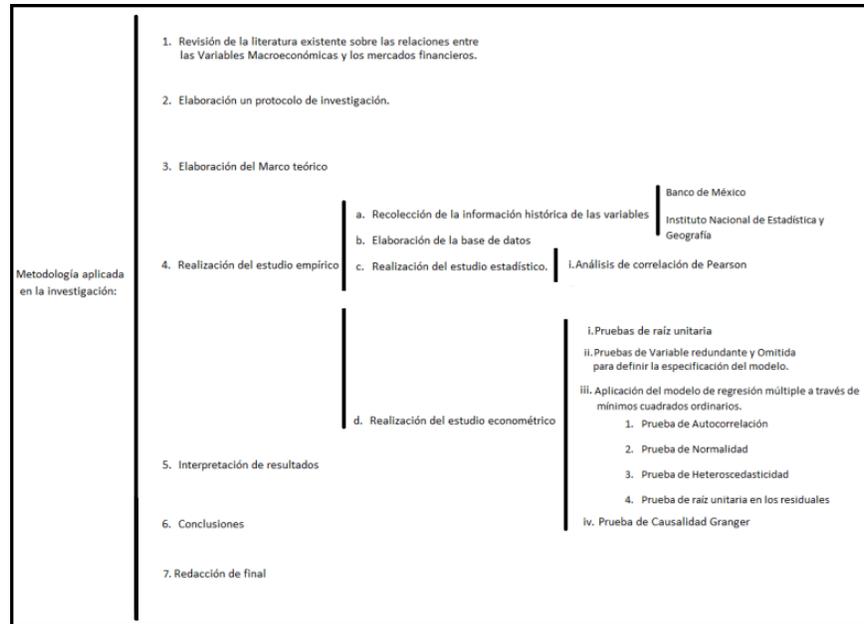


Figura 1.3: Metodología de la Investigación

-PRIMERO. Se consultaron una serie de estudios empíricos sobre la relación de los factores macroeconómicos y los mercados de capital, también se revisó la literatura financiera con respecto a los modelos financieros que explican el precio de las acciones.

-SEGUNDO. Una vez explorado el tema se diseñó la investigación que incluye: plantear el problema, definir las preguntas, establecer los objetivos, plantear la hipótesis, realizar la justificación y definir la metodología apropiada para la investigación

-TERCERO. Se elaboró el marco teórico de la investigación con fundamento en los estudios empíricos consultados, la literatura financiera revisada y las técnicas estadísticas y econométricas empleadas en el estudio

-CUARTO. Se construyó una base de datos con las variables seleccionadas, mismas que fueron recolectadas de la base electrónica de Banco de México, del

Centro de Estudios de Finanzas Públicas (CEFP) y del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

-QUINTO. Se realizaron los siguientes estudios estadísticos y econométricos a las variables:

1. Se graficaron a las variables exógenas y endógena.
2. Se homogenizaron las escalas de las variables al transformarlas en logaritmos.
3. Se transformaron a las series logarítmicas en primeras diferencias para hacerlas estacionarias y se aplicaron las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada y Phillips Perron para su comprobación.
4. Se efectuaron los estudios estadísticos descriptivos correspondientes por cada variable.
5. Se realizó una matriz de correlación de Pearson entre las variables, también se comprobó la significancia estadística de cada coeficiente *rho*.
6. Se desarrolló un modelo de regresión múltiple que consistió en la especificación del modelo a través de las pruebas de variables redundantes y omitidas, luego se verificaron las pruebas de significancia individual y general, al igual que los contrastes para verificar los supuestos de MCO.
7. Se aplicaron pruebas de causalidad de Granger entre cada variable exógena y la endógena.

-SEXTO. Se interpretaron los resultados obtenidos y se redactaron las conclusiones del estudio de la relación entre los factores macroeconómicos y la BMV de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

-SÉPTIMO. Se realizaron las correcciones correspondientes para dar paso a la redacción final del trabajo de investigación.

1.7. Resumen capitular

El presente trabajo de investigación esta organizado en diferentes capítulos y cada uno cubre una parte del estudio, por lo tanto su estructura es la siguiente:

▷ Capítulo primero.

Es el protocolo de investigación que incluye al planteamiento del problema, las preguntas de investigación, los objetivos, la hipótesis del estudio, la justificación y la metodología aplicada.

▷ Capítulo segundo.

Es el marco teórico que incluye la literatura financiera revisada y los estudios empíricos consultados, la primera se compone por la hipótesis de los mercados eficientes y los modelos de valuación de activos, en cambio la segunda por estudios para la BMV y mercados de capital foráneos.

▷ Capítulo tercero.

Es la metodología econométrica que incluye la base teórica de las técnicas estadísticas y econométricas aplicadas en la presente investigación.

▷ Capítulo cuarto.

Es el estudio empírico realizado que incluye los resultados obtenidos y la interpretación técnica de las pruebas estadísticas y econométricas aplicadas que estudian la relación entre los factores macroeconómicos y la BMV de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

▷ Capítulo quinto.

Es la interpretación y conclusión del estudio que incluye la interpretación financiera y económica de los resultados obtenidos en la evidencia empírica y una conclusión general sobre la investigación de la relación de los factores macroeconómicos y la BMV.

Capítulo 2

REVISIÓN DE LA LITERATURA

Este capítulo, contiene la base teórica de la investigación que incluye la literatura financiera revisada y los estudios empíricos consultados.

2.1. La Hipótesis de los Mercados Eficientes y los Modelos de Valuación de Activos.

La literatura financiera que aborda el estudio de la relación entre las variables macroeconómicas y los mercados de capital está dentro del marco teórico de la HME y los modelos de valuación de activos.

2.1.1. Hipótesis de los Mercados Eficientes (HME)

El estudio de la relación de las variables macroeconómicas y los mercados de capital está enmarcado dentro de la HME propuesta en sus artículos por FAMA (1970) y FAMA (1991) al plantear que los precios de las acciones reflejan toda la información disponible y relevante, lo que no permitiría la obtención de rendimientos constantemente por encima del promedio del mercado a no ser por azar.

Un estudio relevante sobre la HME es de ARAGONES and MASCAREÑAS (1994) que la estudia en el marco de una economía emergente.

Por lo tanto, un mercado de capitales se considera eficiente, si los precios incorporan y absorben rápidamente la nueva información relevante, de manera que a través de la búsqueda de oportunidades de arbitraje por parte de los inversionistas, los precios lleguen a reflejar toda la información disponible.

Las formas de eficiencia que puede existir en un mercado:

- ▷ Forma débil, señala que los precios actuales de las acciones reflejan totalmente toda la información histórica contenida en los movimientos “pasados” del precio.

Por lo tanto, los inversionistas no pueden conseguir rendimientos superiores al promedio del mercado analizando dichas series a través del análisis técnico o ideando reglas del comportamiento de los precios basadas en las series, puesto que todos los participantes del mercado habrán explotado las señales que las series pueden mostrar y los precios actuales cambiarán rápidamente para ajustarse al nuevo valor.

- ▷ Forma semi-fuerte, señala que los precios actuales de las acciones reflejan no sólo los movimientos pasados del precio, sino también, toda la información pública disponible acerca de la empresa y su entorno económico financiero, mismos que pueden afectar a cada título de manera particular.

Por lo tanto, los inversionistas no pueden conseguir rendimientos superiores al promedio del mercado analizando los factores sistemáticos y no sistemáticos a través del análisis fundamental, puesto que los precios ya reflejan dicha información.

- ▷ Forma fuerte, señala que los precios actuales de las acciones reflejan toda la información histórica y pública, incluso la información privada.

Por lo tanto, el precio del mercado refleja el valor intrínseco o verdadero del título y ningún inversor podrá superar el rendimiento del mercado a no ser por azar, pero esta forma es prácticamente imposible de cumplir debido a que implicaría plantear la existencia de un mercado perfecto.

Entonces, un mercado es eficiente debido a la competencia entre los distintos participantes del mercado que guiados por el principio de maximización del beneficio buscarán oportunidades de arbitraje en los mercados, lo que conducirá a una situación de equilibrio en la que los precios de las acciones en el mercado es la mejor referencia de su valor intrínseco.

2.1.2. Capital Asset Pricing Model

El CAPM fue el primer modelo en plantear una explicación teórica al precio de los activos de capital, es desarrollado por SHARPE (1964), LINTER (1965),

MOSSIN (1966) y MERTON (1976) en base a los trabajos de diversificación y la teoría moderna del portafolio de MARKOWITZ (1952).

Este modelo plantea una relación lineal, al establecer que el rendimiento esperado de una acción está en función de un activo libre de riesgo más una prima de riesgo que está determinada por el producto de una β que representa el riesgo sistemático del activo y el exceso de rentabilidad de la cartera del mercado sobre un activo libre de riesgo.

El CAPM puede representarse en forma de ecuación de la siguiente manera:

$$R_i = \alpha + \beta_1 (\alpha - Rm) \quad (2.1)$$

Donde:

R_i = El rendimiento esperado de la acción i

α = Tasa libre de riesgo

Rm = El rendimiento promedio del portafolio del mercado

β_i = La sensibilidad del rendimiento de la acción i ante los rendimientos del portafolio del mercado

El principal componente del CAPM, es la β o factor de riesgo sistemático que mide la sensibilidad de los rendimientos esperados ante las fluctuaciones de los rendimientos de un portafolio representativo del mercado, la magnitud de la β tiene diferentes apreciaciones de riesgos y que son descritas a continuación.

- ▷ $\beta > 1$ señala que los rendimientos del activo son más sensibles a los rendimientos de la cartera del mercado.
- ▷ $\beta = 1$ señala que los rendimientos del activo son igual de sensibles a los rendimientos de la cartera del mercado.
- ▷ $\beta < 1$ señala que los rendimientos del activo son menos sensibles a los rendimientos de la cartera del mercado.
- ▷ $\beta < 0$ señala que los rendimientos del activo son inversamente sensibles a los rendimientos de la cartera del mercado.

Por lo tanto, la prima por compensación del riesgo al que se expone un inversionista al invertir en un activo en particular estará en función de la magnitud del coeficiente β del activo.

El CAPM asume los siguientes supuestos:

1. Existen un activo libre de riesgo.
2. Los inversionistas son adversos al riesgo.
3. El rendimiento de los activos se distribuye de manera normal.
4. La oferta de activos es fija.
5. Los individuos no pueden afectar los precios.

Los estudios empíricos que se realizaron demostraron que el CAPM no podía explicar en forma satisfactoria las diferencias que se apreciaban entre los rendimientos calculados y lo observados, ya que su mayor crítica fue la utilización de un único factor que representa al riesgo sistemático.

2.1.3. Arbitrage Pricing Theory

El modelo del APT fue propuesto por ROSS (1976) y ROLL and ROSS (1980) que define al rendimiento esperado de un activo en función de una tasa libre de riesgo más una o más primas de riesgo que incluye un coeficiente β_j que mide la variabilidad ante cambios en X_i factores de riesgo sistemático más un factor de riesgo diversificable o propio del activo.

El APT puede representarse en forma de ecuación de la siguiente manera:

$$R_i = \alpha + \sum \beta_j X_i + \varepsilon \quad (2.2)$$

Donde:

R_i = El rendimiento esperado de la acción i

α = El rendimiento autónomo o promedio de la acción i

X_i = Factor de riesgo sistemático representado por alguna variable macroeconómica

β_j = Prima por el factor de riesgo sistemático

ε = Factor de riesgo no sistemático o propio de la acción i

El APT busca determinar la prima de riesgo que el mercado de capitales paga al inversionista a través de cuantificar de manera individual la magnitud de la

compensación de cada factor de riesgo sistemático que afecte al rendimiento esperado del activo.

Aunque, carece de identificar y establecer el número de factores de riesgo sistemático que afectan a los rendimientos de un activo de capital o portafolio.

Sin embargo, la estructura del modelo permite buscar una combinación de factores de riesgos a los que se expone de manera individual cada acción o cartera de inversión.

2.2. Las relaciones entre las variables macroeconómicas y los mercados de capital

La evidencia empírica consultada en el marco del estudio de las relaciones entre las variables macroeconómicas y los mercados de capital está compuesta por estudios realizados en la BMV y para distintos centros financieros foráneos.

2.2.1. Estudios realizados en mercados de capital foráneos

Entre los estudios empíricos consultados que fueron realizados para distintos mercados de capital se encuentra a NOSAKHARE (2012) quien investigó el impacto de un conjunto de variables macroeconómicas sobre la determinación de los precios en el mercado de capitales de Nigeria de 1985 a 2009.

Encontró una relación de largo plazo entre los precios de las acciones, la tasa de inflación y de interés.

También, reportó que el mercado de capitales responde a las innovaciones en el producto doméstico, la inflación y la tasa de interés.

Concluye que el mercado de capitales de Nigeria es muy sensible a las fluctuaciones inesperadas de las variables macroeconómicas.

Por otro lado, DWIJAYANTI, NUGROHO and ASTUTI (2012) estudiaron los efectos de un conjunto de variables macroeconómicas sobre los movimientos de los precios de las acciones en Indonesia de Enero de 2007 a Diciembre de 2011.

Obtuvieron de resultados que la inflación tiene un efecto positivo mientras que la tasa de interés y el tipo de cambio resultaron negativos.

Concluyen que los movimientos de los índices bursátiles de los sectores agrícola e industrial tienen un efecto similar al índice del Jakarta en respuesta a las variables macroeconómicas.

Asimismo, HSING (2011) estudio las relaciones entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de República Checa de Enero del 2002 a Febrero del 2010.

Encontró que los movimientos del mercado de capitales de República Checa son sensibles y significativos a las variaciones porcentuales del producto interno bruto y del índice Dow Jones.

En cambio, BAYEZID (2011) estudio las relaciones entre un conjunto de variables tanto macroeconómicas como microeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Bangladés de Julio del 2002 a Diciembre del 2009.

Reporto que no existe ninguna relación causal significativa entre las variables macroeconómicas y los movimientos del mercado de capitales, tampoco con las variables microeconómicas.

También, sus resultados mostraron que la inflación y las remesas extranjeras están negativamente relacionadas con los movimientos del mercado, mientras las otras variables resultaron positivas.

Por otra parte, AUZAIRY, AHMAD AND SFHO (2011) estudiaron los efectos de la desregulación financiera en los movimientos del mercado de capitales, con y sin la inclusión de variables macroeconómicas para tres países asiáticos: Malasia, Tailandia e Indonesia de Enero de 1997 a Diciembre del 2009.

Encontraron que la desregulación del mercado financiero no es significativa sin incluir a las variables macroeconómicas en ninguno de los tres países, en cambio con la inclusión de las variables resulto significativa pero con signo negativo,

Concluyen que la desregulación financiera ha perjudicado negativamente a los movimientos del mercado de capitales en Tailandia e Indonesia, no así para Malasia que tuvo un coeficiente positivo.

Otro estudio, lo realizaron SINGH, MEHTA AND VARSHA (2011) quienes estudiaron las relaciones causales y los efectos entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capital de la Bolsa de Valores de Taiwán de Enero del 2003 a Diciembre del 2008.

Reportaron al tipo de cambio y la producción industrial con un efecto significativo, mientras que la tasa de desempleo y la oferta monetaria no tienen efecto significativo.

Concluyen que los movimientos del mercado de capitales son muy sensibles a las fluctuaciones del tipo de cambio, debido a los flujos de capital foráneo que al diversificar internacionalmente los portafolios además de aprovechar los diferenciales cambiarios buscan obtener mayores rendimientos.

En otro contexto, MASHAYEKH, MORADKHANI AND JAFARI (2011) estudiaron las relaciones entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Irán de Abril de 1998 a Marzo del 2008.

Encontraron que existe una relación significativa y positiva entre los movimientos del mercado y la inflación, esto significa que a mayor tasa de inflación se incrementan los precios de las acciones.

Otro resultado reporto la tasa de interés, al ser negativa, que al incrementarse ocasiona transacciones del mercado de capitales al de deuda, provocando una disminución en los precios de las acciones.

En cambio, la tasa de interés de los Bonos resulto positiva, lo que significa que estos instrumentos no compiten con las acciones, al contrario presentan un comportamiento similar.

También, encontraron una relación negativa en el corto plazo entre los precios del oro y los movimientos del mercado, esta relación es explicada porque el oro es considerado un instrumento de refugio ante alta volatilidad en el precio de las acciones.

En cambio, FAMOUS AND ABDULLAHI (2011) estudiaron la relación entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Nigeria de Enero del 2000 a Diciembre del 2004.

Encontrando que los efectos de las variables macroeconómicas no son significativas para explicar los movimientos del mercado de capitales.

Concluyen que aunque estas variables no son significativas, existen otros factores que fueron omitidos en el estudio y que pueden ser significativos.

Por otro lado, KUMAR (2011) estudio la relación causal entre el mercado de capitales y un conjunto de variables macroeconómicas en India de Abril de 2006 a Marzo del 2010.

Reportando solo una relación estadísticamente significativa de largo plazo entre la inflación y el mercado de capitales.

En cambio, los resultados del análisis de causalidad reportaron que no existe ninguna relación causal significativa entre las variables.

Concluye que las variables macroeconómicas no ejercen poder de predicción sobre los movimientos de los precios de las acciones y que la volatilidad del mercado es consecuencia de otras variables externas y no por los factores de la economía nacional.

En este mismo contexto, CHANDRA and DEEPINDER (2011) estudiaron la relación causal entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de India de 1981 a 2006.

Encontraron que las variables actividad económica, reservas internacionales y la capitalización del mercado tienen una fuerza de correlación positiva sobre los movimientos del mercado de capitales.

En cambio, su evidencia empírica solo arroja una relación causal unidireccional significativa de la variable capitalización del mercado al índice bursátil Sensex, y también sobre la actividad económica.

Concluyen que la capitalización del mercado de capitales es una variable importante para explicar al mercado de capitales y la actividad económica, pero aunque esas variables se mueven en la misma dirección no existen los fundamentos para decir que una causa a otra.

En otro contexto, CURUTIO (2010) estudia la correlación entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales en Rumanía de Enero de 2002 a Junio del 2010.

Encontró que los precios del oro, índice de la producción, promedio de utilidades netas tienen una correlación positiva con el índice del mercado, otra dirección tuvo el tipo de cambio, tasa de interés, inflación y tasa de desempleo que reportaron una relación inversa.

Concluyen que no se puede generalizar los efectos de las variables macroeconómicas en el mercado de capitales de Rumanía.

En cambio, BÜYÜŞALVARCI (2010) estudia a través del enfoque del APT, la rentabilidad del mercado de capitales en función de un conjunto de variables macroeconómicas en la Bolsa de Valores de Turquía de Enero del 2003 a Marzo del 2010.

Reporto que la tasa de interés, el índice de producción industrial, los precios del petróleo y el tipo de cambio tienen un efecto negativo sobre los rendimientos accionarios, mientras que la oferta monetaria influyo de manera positiva, en cambio las variables restantes resultaron no significativas.

En ese mismo contexto, SAVASA AND SAMILOGLUB (2010) estudiaron las relaciones de largo y corto plazo entre un conjunto de variables macroeconómicas

y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Turquía de Enero de 1986 a Marzo del 2008.

Encontraron la existencia de relaciones significativas entre las variables macroeconómicas y los movimientos del mercado de capitales en el corto y largo plazo.

Concluyen que Turquía al ser una pequeña economía abierta es muy sensible a la influencia de factores exógenos, en especial a cambios en la política monetaria de la Reserva Federal de los EE.UU. la cual afecta de manera significativa a su mercado de capitales.

Otra investigación es de ASAOLU AND OGUNMUYIWA (2010) que estudiaron los efectos entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Nigeria de Enero de 1986 a Diciembre del 2007.

Encontraron la existencia de una relación de largo plazo entre las variables macroeconómicas y el mercado de capitales pero la relación causal entre ambas resulto no significativa, aunque, solo el tipo de cambio resulto significativo en causar a los movimientos del mercado.

Concluyen que los movimientos del mercado de capitales no son un indicador líder de las variables macroeconómicas y tampoco, viceversa.

Sin embargo, SINGH (2010) estudio las correlaciones y relaciones causales entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de India de Abril de 1995 a Marzo del 2009.

Reporto que existe una fuerte correlación de la producción industrial y la inflación sobre los movimientos del mercado de capitales, pero no con el tipo de cambio.

También, los resultados mostraron una relación bidireccional entre la producción industrial y los movimientos del precio de las acciones, en cambio la inflación reporto una causalidad unidireccional significativa hacia el mercado de capitales.

Concluyen que existen una forma débil de eficiencia de mercado en la Bolsa de Valores de India, también que existen otros factores relevantes que influyen en los movimientos del mercado y que no fueron contemplados en el estudio.

Por otra parte, IMRAN ET AL. (2010) estudiaron las relaciones causales entre un conjunto de indicadores macroeconómicos y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Pakistán de Junio de 1990 a Diciembre del 2008.

Encontraron la existencia de una relación de largo plazo entre la inflación y la producción industrial con los movimientos del mercado accionario, en cambio

solo resulto una relación significativa y unidireccional del índice de la producción industrial a los movimientos del precio de las acciones y de esta a la balanza comercial.

Concluyen que los cambios en las variables macroeconómicas no tienen poder de predicción sobre los movimientos del mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Pakistán.

Otra investigación, es de AYDEMIR AND DEMIRHAN (2009) quienes estudiaron las relaciones causales entre el tipo de cambio y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Turquía de Febrero del 2001 a Enero del 2008.

Encontraron que el tipo de cambio afecta de manera negativa al índice nacional-100, de servicios, al financiero e industrial y de manera positiva al tecnológico.

En cambio, los resultados de las pruebas de causalidad indicaron la existencia de una sola relación causal bidireccional entre el tipo de cambio y los movimientos del índice nacional-100.

En ese mismo contexto, OZBAY (2009) estudio las relaciones causales entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Turquía de Enero de 1998 a Diciembre del 2008.

Encontró que los movimientos del mercado de capitales esta negativamente relacionados con el tipo de cambio y la tasa de interés, en cambio la relación de la oferta monetaria, la inflación y la producción industrial resultaron positivas.

Por otra parte, los resultados del análisis de causalidad indicaron que la tasa de interés, la inflación, la producción industrial y el tipo de cambio causan a los movimientos del precio de las acciones, mientras esta causa a las variaciones en la oferta monetaria, el tipo de cambio, la tasa de interés y la inflación.

Concluye que acorde a los resultados empíricos, las variables macroeconómicas tienen poder de predicción sobre los movimientos del precio de las acciones del mercado de capitales en Turquía.

En otro contexto, MOHAMMAD ET AL. (2009) estudiaron las relaciones y correlaciones entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Pakistán del 1986 a 2008.

Encontraron que después de las reformas de 1991, el tipo de cambio y las reservas internacionales afectaron significativamente a los movimientos del mercado de capitales, también señalan que la tasa de interés y el agregado monetario M2 tuvieron un efecto negativo y significativo.

En cambio, SOMOYE, ISHOLA AND OSENI (2009) estudiaron las relaciones entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Nigeria de 2001 a 2007.

Encontraron que los movimientos del mercado de capitales son altamente sensibles a los cambios en las variables macroeconómicas, pero estas relaciones positivas o negativas no son definidas, ya que pueden variar con el tiempo o por la influencia de otros factores endógenos o exógenos.

Asimismo, OLUKAYODE AND AKINWANDE (2009) estudiaron las relaciones entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Nigeria de 1984 a 2007.

Reportaron que existe una relación significativa de largo plazo entre las variables macroeconómicas y el mercado de capitales.

Concluyen que los movimientos del precio de las acciones esta determinado por variaciones en el tipo de cambio, la inflación, la oferta monetaria M2 y la producción nacional.

Por otro lado, RJOUB, TÜRISOY and GÜNSEL (2009) estudiaron los efectos de un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de Turquía de Enero del 2001 a Septiembre del 2005.

Encontraron que las variables inflación esperada, prima de riesgo, tasa de interés y oferta monetaria afectan de manera significativa al mercado de capitales.

Concluyen que hay una relación significativa entre los rendimientos del mercado y las variables macroeconómicas pero con efectos no generalizados, también que existen otras variables significativas que no fueron consideradas en su estudio.

También YILMAZ (2008) estudio la relación de un conjunto de variables macroeconómicas en los rendimientos del mercado de capitales de Turquía de julio de 1997 a Junio del 2005.

Reporto que las variables tipo de cambio, tasa de interés, inflación y rendimientos del índice del mercado mundial afecta de manera significativa a los rendimientos del mercado.

Concluye que los factores macroeconómicos tiene un efecto extendido sobre los mercados de capital, ya que la evidencia empírica mostró que distintos portafolios no parecen ser influenciados de manera diferente por las variables macroeconómicas.

En un contexto diferente, HASAN AND MUEEN (2008) estudiaron las relaciones causales de largo plazo entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Pakistán de Julio de 1998 a Julio del 2008.

Encontraron que los efectos de la producción industrial, los precios del petróleo y la inflación resultaron ser estadísticamente no significativos, mientras la tasa

de interés, el tipo de cambio y la oferta monetaria tienen un impacto significativo en los movimientos del precio de las acciones en el largo plazo.

Otro estudio, lo realizan ANOKYE AND TWENEBOAH (2008) quienes estudiaron las relaciones de corto y largo plazo entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Ghana de Enero de 1991 a Abril del 2007.

Encontraron una relación significativa entre las variables macroeconómicas y los movimientos del mercado, también señalan la existencia de un mercado de eficiencia débil en la Bolsa de Valores de Ghana, ya que la información pasada puede ser utilizada para poder cosechar grandes beneficios en el futuro.

Concluyen que la apertura de la cuenta de capitales a los inversionistas no residentes y extranjeros a partir de Junio de 1993, fue un gran impulso en el desarrollo y crecimiento del mercado de capitales.

En cambio, OBREJA ET AL. (2008) estudiaron las relaciones y correlaciones entre un conjunto de variables financieras del mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Rumanía y la actividad económica de Enero del 2000 a Febrero del 2006.

Encontraron que el desarrollo del mercado de capitales esta positivamente correlacionado con el crecimiento económico y que existe un efecto de retroalimentación entre ambos.

Concluyen que el desarrollo del mercado de capitales sigue al crecimiento de la economía, y a su vez este es determinado por el desarrollo del mercado y los cambios en las instituciones financieras.

Por otra parte, GAY (2008) estudio las relaciones entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de las Bolsas de Valores de Brasil, Rusia, India y China de Marzo de 1999 a Julio del 2006.

Encontró relaciones significativas y negativas entre el tipo de cambio y los índices accionario de Brasil, India y China, no así para Rusia que resulto positiva pero no significativa, en cambio los resultados del precio del petróleo y los índices accionarios fueron inversos pero no significativos en ningún país.

Concluyen que existen otros factores macroeconómicos que también participan en los movimientos del mercado que no fueron tomados en cuenta bajo este estudio.

Por otro lado, GÜNSEL AND CUKUR (2007) estudiaron las relaciones entre un conjunto de variables macroeconómicas y los movimientos de diferentes sectores económicos que componen al mercado de capitales de la Bolsa de Valores de Londres de Enero de 1980 a Diciembre de 1993.

Concluyen que las variables macroeconómicas tienen un efecto significativo en los movimientos de los distintos sectores de la Bolsa de Valores de Londres, esto bajo el periodo de estudio, pero señalan que estos efectos son diferentes para cada sector.

En cambio, PRANTIĆ and VINA (2004) estudian las relaciones entre las variables macroeconómicas y los mercados de capital en India de Abril de 1994 a Marzo del 2003.

Concluyen que existen relaciones significativas de las variables tipo de cambio, tasa de interés, índice de la producción industrial, inflación y oferta monetaria en los mercados de capital.

En otro contexto, SHARKAS (2004) estudia la relación entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de Jordania de Marzo de 1980 a Diciembre de 2003.

Reporto que las variables M2, índice de la producción industrial y tasa de interés tienen un efecto positivo y significativo con el mercado de capitales, en cambio la inflación resulto con un efecto inverso.

Concluye que existe una relación significativa en el largo plazo entre el conjunto de variables macroeconómicas empleadas en la investigación y el mercado de capitales de Jordania.

Por ultimo, IGLESIAS AND LÉVY (2002) estudiaron las relaciones entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa de Valores de España de 1993 a 1999.

Encontraron que las variables como la producción industrial, los relacionados con el sector exterior y los tipos de interés, no parecen afectar de manera significativa al mercado de capitales, y que las variaciones del índice bursátil es la variable más relevante para explicar los rendimientos del mercado.

Concluyen que los resultados no son definitivos, ya que se debe tener en cuenta que la utilización de datos históricos limita la validez temporal del modelo, así como la no inclusión de otras variables relevantes que pueden llegar a explicar los movimientos del mercado y que no fueron tomadas en cuenta.

En la Tabla 2.1 hay un resumen de todos los estudios empíricos revisados y sus principales características, como la similitud de sus variables macroeconómicas empleadas con las definidas en esta investigación, las técnicas de análisis aplicadas, frecuencia de los datos, país y periodo de estudio.

Características principales de cada estudio consultado

Referencia	Variables macroeconómicas					Tec. Anál.			Da	País	Periodo
	OM	IPI	Inf	Ti	Tc	Rm	Co.	Cau			
NOSAKHARE (2012)		x	x	x			Otros		T	Nigeria	85-09
DWIJAYANTI (2012)			x	x	x	x			M	Indonesia	07-11
HSING (2011)	x	x	x	x	x	x			T	Rep.Checa	02-10
MOHAMMAD (2011)		x	x			x		x	M	Bangladés	02-09
AZRYANI (2011)						x			S	Malasia	97-09
				x	x	x				Tailandia	
						x				Indonesia	
SINGH (2011)	x	x	x	x		x			M	Taiwán	03-08
JAFARI (2011)		x	x	x			Otros		M	Irán	98-08
IZEDONMI (2011)			x		x	x			M	Nigeria	00-04
Büyüksalvarci (2011)	x	x	x	x	x	x	x		M	Turquía	03-10
KUMAR (2011)		x	x					x	M	India	06-10
CHANDRA (2011)	x						x	x	A	India	81-06
CURUTIN (2011)		x	x	x	x		x		M	Rumanía	02-10
SAVASA (2010)	x	x		x	x		Otros		T	Turquía	86-08
ASAOLU (2010)		x		x	x			x	M	Nigeria	86-07
SINGH (2010)		x	x		x		x	x	M	India	95-09
IMRAN (2010)	x	x	x		x			x	M	Pakistán	90-08
OGUZHAN (2009)					x			x	D	Turquía	01-08
OZBAY (2009)	x	x	x	x	x		x	x	M	Turquía	98-08
MOHAMMAD (2009)	x	x		x		x			T	Pakistán	86-08
SOMOYE (2009)		x	x	x	x	x	x		A	Nigeria	01-07
RJOUB (2009)	x		x	x	x	x	x		M	Turquía	01-05
YILMAZ (2008)	x	x	x	x	x	x			M	Turquía	97-05
OLUKAYODE (2008)	x	x	x		x		Otros		A	Nigeria	84-07
HASAN (2008)	x	x	x		x		Otros		M	Pakistán	98-08
ANOKYE (2008)			x		x		Otros		T	Ghana	91-07
OBREJA (2008)			x			x			T	Rumanía	00-06
GAY (2008)									M	Brasil	99-06
					x	x				Rusia	
										India	
										China	
GÜNSEL (2007)	x	x	x	x	x	x			M	Londres	80-93
PRANTIK (2004)	x	x	x	x	x		Otros		M	India	94-03
SHARKAS (2004)	x	x	x	x			Otros		M	Jordania	80-03
IGLESIAS (2002)			x	x			Otros		M	España	93-99

Nota: A: anual, T: trimestral, M: mensual, S: semanal y D: diario

Otras técnicas empleadas son: Vectores autoregresivos, Co-integración, entre otros.

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 2.1: Estudios en los mercados financieros foráneos

2.2.2. Estudios realizados en la Bolsa Mexicana de Valores

Entre la evidencia empírica consultada que estudia al mercado de capitales mexicano esta MORALES AND MARTÍNEZ (2012) quienes estudiaron los efectos entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa Mexicana de Valores de Mayo del 2001 a Junio del 2011.

Encontraron que el índice de confianza al consumidor, la inflación y el tipo de cambio fueron significativas y con signos lógicos en sus coeficientes para explicar los movimientos del mercado de capitales durante su periodo de estudio.

Asimismo, NUÑEZ and CRUZ (2011) estudio la relación entre un conjunto de variables macroeconómicas y la BMV de Enero 1988 a Diciembre de 2009.

Encontró que existe una relación de causalidad bidireccional de la actividad económica a la BMV, al igual que una relación positiva de largo plazo entre ambas variables, en cambio la variabilidad de la inflación afecta significativa y negativa a los rendimientos del mercado de capitales.

Por un lado, MARTINEZ and CASTRO (2010) estudiaron la relación de causalidad entre el tipo de cambio y la BMV de 2006 a 2009.

Encontraron que existe una relación de causalidad bidireccional significativa entre el mercado bursátil y el cambiario, lo que significa que fluctuaciones en el tipo de cambio afectan al precio de las acciones y también, viceversa.

Por otro lado, RODRIGUEZ (2010) estudio la relación entre la actividad económica y la BMV de 1988 a 2008.

Encontró una relación estable de largo plazo entre la actividad económica y la BMV, al igual que una relación de causalidad bidireccional del IPC a la producción industrial.

En cambio, ARMENTA, VAZQUEZ AND VALDES (2010) estudiaron los efectos entre un conjunto de variables macroeconómicas y contables en el mercado de capitales de la Bolsa Mexicana de Valores de Marzo de 1997 a Abril del 2008.

Encontraron que las variables contables resultaron ser estadísticamente no significativas al igual que el crecimiento del producto interno bruto, en cambio la tasa de inflación, rendimiento de los cetes a 28 días, y los precio del petróleo fueron significativos y con signos negativos durante el periodo de estudio.

Sin embargo, MEBV (2009) estudiaron la interacción entre el índice de precios y cotizaciones y determinadas variables macroeconómicas de Diciembre de 1994 a Diciembre del 2007.

Encontraron que existe una relación de largo plazo entre el mercado de capitales y la producción industrial de manera positiva pero inversa con la inflación y oferta monetaria.

En cambio, en el corto plazo la oferta monetaria tiene un efecto positivo y el tipo de cambio, la inflación y tasa de interés reacciona de manera inversa.

Concluyen que los resultados muestran que las variables macroeconómicas son sensibles a los shocks del mercado de valores.

También, sostienen que las fluctuaciones de los precios de las acciones revelan las expectativas relacionales de los inversionistas sobre las previsiones futuras de la actividad económica, por lo tanto el mercado de valores poder ser un indicador adelantado de las actividad económica.

En cambio, LÓPEZ (2006) estudio la dinámica de la prima de riesgo en el mercado de capitales de la BMV mediante la identificación de la importancia que tienen las variables macroeconómicas.

Encontró que los rendimientos del mercado de capitales se elevan en la medida que crece la producción industrial, la oferta monetaria y existe un entorno de estabilidad cambiaria, también que los rendimientos accionarios sirven como instrumentos de cobertura contra la inflación.

Concluye que la prima de riesgo del mercado de capitales se encuentra fuertemente asociada a la incertidumbre cambiaria, por lo que ambos mercados están fuertemente asociados y por lo tanto, la variable tipo de cambio es muy importante para explicar el comportamiento del mercado de capitales.

Por otra parte, VAZQUEZ (2006) estudio la relación entre la tasa de interés y el mercado de capitales de la BMV de Febrero-Agosto del 2003.

Encontró que existe una relación inversa y significativa entre la tasa de interés y el IPC, por lo que incrementos en la tasa de interés provoca una disminución en el precio de las acciones y viceversa.

Concluye que una disminución de la inflación esperada permite reducir la tasa de interés nominal, lo que hace más atractivo invertir en el mercado de capitales y por ende eleva los precios de las acciones debido al aumento de la demanda de estos instrumentos.

De otra manera, ABREU (2005) estudio los efectos entre un conjunto de variables macroeconómicas y factores políticos en el mercado de capitales de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1990 a Diciembre del 2002¹.

¹En su estudio dividió la muestra en dos sub-periodos: uno de 1990 a 1994 periodo caracterizado de crisis y otro de 1995 a 2002 como de recuperación

Encontró una fuerte relación significativa entre el tipo de cambio, las reservas internacionales y los factores políticos con los movimientos del mercado de capitales de 1990 a 1994, en cambio para el periodo de 1995 a 2002 solo la variable dicotómica resulto no significativa.

Concluye que la no significancia de los factores políticos en el segundo periodo fue debido a que los acontecimientos políticos internacionales afectaron más a los movimientos del mercado de capitales que la política interna.

Por otro lado, CUEVAS (2002) estudio la relación entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1990 a Junio del 2000.

Encontró la existencia de una relación inversa entre la tasa de interés real y los precios de las acciones, lo que significa que un incremento en la tasa de interés se traduce en una caída del precio de las acciones, y viceversa. También, encontró la misma relación para el tipo de cambio real, ya que una depreciación del tipo de cambio tiende a aumentar al mercado de capitales, y al revés.

Concluye que el índice de precios y cotizaciones no es un indicador anticipado de la actividad económica y por ultimo, señala que existe en los movimientos del mercado un componente inercial relativamente sólido.

Por otra parte, LÓPEZ AND TÉLLEZ (2002) estudio los efectos entre un conjunto de variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1986 a Septiembre del 2000.

Encontró que solo los factores de grado de confianza de la actividad económica, las expectativas inflacionarias, las cambiarias y el equilibrio del sector externo explican a las variaciones en los rendimientos accionarios.

Concluye que bajo el periodo de estudio las variables macroeconómicas son relevantes en la explicación del rendimiento de las acciones y por lo tanto, son explicativas del riesgo sistemático en el mercado mexicano.

En cambio, MORALES and TREJO (1997) estudiaron la relación entre el comportamiento económico y el movimiento bursátil dela Bolsa Mexicana de Valores de 1989 a 1996.

Encontraron que las variables producto interno bruto y tasa de interés afectan de manera significativa y con los signos lógicos al mercado de capitales.

Concluyen que la actividad económica influye significativamente sobre el precio de las acciones que cotizan en la BMV.

En la Tabla 2.2 hay un resumen de las principales características de los estudios empíricos consultados en el contexto mexicano, como la similitud de las variables macroeconómicas empleadas con las de esta investigación, técnicas de análisis aplicadas, frecuencia de los datos y periodo de estudio.

Características principales de cada estudio consultado										
Referencia	Variables macroeconómicas					Tec. Anál.			Datos	Periodo
	OM	IPI	Inf	Ti	Tc	Rm	Co.	Cau		
MORALES (2012)		x	x	x	x	x			M	2001-2006
NUÑEZ (2011)	x	x	x		x			x	M	1988-2009
MARTINEZ (2010)					x			x	D	2006-2009
RODRÍGUEZ (2010)		x						x	M	1988-2008
MEBV (2009)	x	x	x	x	x	Otro		x	M	1994-2007
ARMENTA (2009)		x	x	x		x			T	1997-2008
ABREU (2008)					x	x	x		M	1990-2002
LÓPEZ (2006)	x	x	x	x	x	x			-	-
VAZQUEZ (2006)				x		x			D	2003
AHUMADA (2002)	x	x	x	x	x			x	M	1990-2000
LÓPEZ (2002)	x	x	x		x	Otro			M	1986-2000
MORALES (1997)		x		x		x			T	89-96

Nota: A: anual, T: trimestral, M: mensual, S: semanal y D: diario

Otras técnicas empleadas son: Vectores autoregresivos, Co-integración, entre otros.

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 2.2: Estudios en la Bolsa Mexicana de Valores

2.3. Relaciones Individuales, Empíricas y Teóricas entre las variables Macroeconómicas y los Mercados de Capital

En el marco de los estudios empíricos consultados y la literatura financiera revisada es identificada las relaciones individuales de cada variable macroeconómica con los mercados de capital, mismas que se describen en esta sección.

2.3.1. La Oferta Monetaria

La teoría financiera establece que la oferta monetaria tendrá un impacto positivo o negativo sobre el mercado de capitales de acuerdo al plazo en el tiempo.

En el corto plazo ante un incremento de la OM tiene una repercusión de manera positiva, al proveer liquidez incentiva la actividad económica ocasionando expectativas de mayores beneficios para las empresas, lo que aumentara la demanda de acciones y con una oferta fija en el corto plazo, los precios subirán.

También, existirá un incremento de las expectativas inflacionarias provocando una disminución de la tasa de interés real y en busca de rendimientos reales será más atractivo el mercado de capitales.

Por otro lado, los efectos provocados por la inflación al largo plazo ocasionaran un aumento de las tasas de interés al igual que la tasa de descuento a la que serán descontados los flujos de efectivo esperados por las empresas provocando una disminución en el precio de sus acciones.

Asimismo, en medida que aumenten las tasas de interés será más atractivo los instrumentos de deuda que las acciones, provocando que muden muchos flujos del mercado de dinero al de capitales, lo que disminuirá el precio de las acciones.

En los estudios empíricos consultados los que encontraron una relación positiva entre la oferta monetaria y los mercados de capital durante sus respectivos periodos de estudio fueron: HSING (2011), BÜYÜŞALVARCI (2010), SAVASA AND SAMILOGLUB (2010), OZBAY (2009), OLUKAYODE AND AKINWANDE (2009), MEBV (2009), RJOUB, TÜRSOY AND GÜNSEL (2009), HASAN AND MUEEN (2008), GÜNSEL AND CUKUR (2007), LÓPEZ (2006) y SHARKAS (2004).

En cambio, aquellos que reportaron en sus resultados una relación negativa son: SINGH, MEHTA AND VARSHA (2011), MEBV (2009), MOHAMMAD ET AL. (2009) y RJOUB, TÜRSOY and GÜNSEL (2009).

Por otra parte, OZBAY (2009) encontró una relación causal unidireccional significativa del agregado monetario M2 al mercado de capitales, en cambio MEBV (2009) reporto un resultado inverso.

En la Tabla 2.3 hay un resumen de las principales características de los resultados empíricos encontrados.

Características principales de cada estudio consultado						
Referencia	Proxi Exó.	Proxi Mercado	Relación	Causal	Mer. de Cap.	Periodo
SINGH (2011)		Portafolio	Negativa		Taiwán	03-08
HSING (2011)	M2	Índ.Mercado	Positiva		Rep.Checa	02-10
BÜYÜKSALVARCI (2010)	M2	ISE-100	Positiva		Turquía	03-10
SAVASA (2010)		ISE-100	Positiva		Turquía	86-08
OZBAY (2009)	M2	ISE-100	Positiva	←	Turquía	98-08
MEBV (2009)	M1	IPC	+/-	→	México	94-07
MOHAMMAD (2009)	M2	KSE-100	Negativa		Pakistán	86-08
OLUKAYODE (2009)	M2	Índ.All-Share	Positiva		Nigeria	84-07
RJOUB (2009)	-	Portafolio	+/-		Turquía	01-05
HASAN (2008)	M1	KSE-100	Positiva		Pakistán	98-08
GÜNSEL (2007)	.	Índ.Sector	+/-		Londres	80-93
LÓPEZ (2006)	-	IPC	Positiva		México	-
SHARKAS (2004)	.	Índ.Mercado	Positiva		Jordania	80-03

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2.3: Relaciones empíricas de la OM y los mercados de capital

2.3.2. El Índice de Producción Industrial

En el marco de la teoría financiera la relación entre la actividad económica y el mercado de capitales es directa, porque un aumento de la producción incrementa las expectativas de beneficios esperados por las empresas, lo que aumentara la demanda de acciones y por ende, subirán los precios.

Esto significa que durante una expansión de la economía subirán los precios de las acciones y disminuyen en una recesión.

Los estudios empíricos consultados que encontraron una relación positiva son: NUÑEZ AND CRUZ (2011), HSING (2011), CHANDRA AND DEEPINDER (2011), NUÑEZ and CRUZ (2011), BAYEZID (2011), SINGH, MEHTA AND VARSHA (2011), SINGH (2010), RODRIGUEZ (2010), CURUTIO (2010), SAVASA AND SAMILOGLUB (2010), RODRIGUEZ (2010), SOMOYE, ISHOLA AND OSENI (2009), OZBAY (2009), MOHAMMAD ET AL. (2009), OLUKAYODE AND AKINWANDE (2009), MEBV (2009), OBREJA ET AL. (2008), GÜNSEL AND CUKUR (2007), LÓPEZ (2006), SHARKAS (2004) y MORALES and TREJO (1997).

En cambio, aquellos que reportaron una relación negativa fueron: BÜYÜSALVARCI (2010), HASAN AND MUEEN (2008) y IGLESIAS AND LÉVY (2002).

Por otro lado, algunos obtuvieron resultados mixtos como: NOSAKHARE (2012), IMRAN ET AL. (2010) y LÓPEZ AND TÉLLEZ (2002).

Por otra parte, NUÑEZ and CRUZ (2011), IMRAN et al. (2010) y ? encontraron relaciones de causalidad unidireccional de la AE al mercado de capitales, también RODRIGUEZ (2010) encontró una significativa pero inversa, en cambio SINGH (2010) y OBREJA et al. (2008) encontraron relaciones bidireccionales.

En la Tabla 2.4 hay un resumen de las principales características de los resultados empíricos encontrados.

Características principales de cada estudio consultado						
Referencia	Proxi Exó.	Proxi Mercado	Relación	Causal	Mer. de Cap.	Perido
NOSAKHARE (2012)	PIB	Índ.All-Share	+/-		Nigeria	85-09
HSING (2011)	PIB	Índ.Mercado	Positiva		Rep. Checa	02-10
CHANDRA (2011)	PIB	Índ.Sensex	Positiva		India	81-06
NUÑEZ (2011)	IPI	IPC	Positiva	→	México	88-09
MOHAMMAD (2011)	IPI	Índ.Mercado	Positiva		Bangladés	02-09
SINGH (2011)	IPI	Portafolio	+/-		Taiwán	03-08
BÜYÜKSALVARI (2010)	IPI	ISE-100	Negativa		Turquía	03-10
CURUTIO (2010)	IPI	Acciones Indiv.	Positiva		Rumania	02-10
SINGH (2010)	IPI	Índ.Sensex	Positiva	↔	India	95-09
IMRAN (2010)	IPI	KSE-100		→	Pakistán	90-08
SAVASA (2010)	IPI	ISE-100	Positiva		Turquía	86-08
RODRÍGUEZ (2010)	IPI	IPC	Positiva	↔	México	88-08
SOMOYE (2009)	PIB	Índ.All-Share	Positiva		Nigeria	01-07
MEBV (2009)	IPI	IPC	Positiva		México	94-07
OZBAY (2009)	IPI	ISE-100	Positiva	→	Turquía	98-08
MOHAMMAD (2009)	IPI	KSE-100	Positiva		Pakistán	86-08
OLUKAYODE (2009)	IPI	Índ.All-Share	Positiva		Nigeria	84-07
OBREJA (2008)	PIB	Índ.Mercado	Positiva	↔	Rumania	00-06
HASAN (2008)	IPI	KSE-100	Negativa		Pakistán	98-08
GÖNSEL (2007)	IPI	Índ.Sector	+/-		Londres	80-93
LÓPEZ (2006)	IPI	IPC	Positiva		México	-
SHARKAS (2004)	-	Índ.Mercado	Positiva		Jordania	80-03
LÓPEZ (2002)	PIB	Acciones Indiv.	+/-		México	86-00
IGLESIAS (2002)	IPI	Índ.Sector	Negativa		España	93-99
MORALES (1997)	PIB	IPC	Positiva		México	89-96

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2.4: Relaciones empíricas de la AE y los mercados de capital

2.3.3. La Inflación

En la teoría financiera la relación encontrada entre la inflación y el mercado de capitales es ambigua, porque aunque deteriora los rendimientos esperados de una inversión en términos reales, también ocasiona que los inversionistas busquen instrumentos de renta variable para obtener un beneficio real sobre su capital.

Esto significa que un aumento de las expectativas de inflación disminuirá la tasa de interés real lo que ocasionara más rentable los rendimientos del mercado de capitales, pero en medida que las presiones inflacionarias empujen las tasas de interés hará más atractivo los instrumentos de deuda ocasionando que bajen los precios de las acciones.

Los estudios empíricos consultados que encontraron una relación positiva entre la inflación y los mercados de capital durante sus respectivos periodos de estudio fueron: NOSAKHARE (2012), MORALES AND MARTÍNEZ (2012), NOSAKHARE (2012), DWIJAYANTI, NUGROHO and ASTUTI (2012), MASHAYEKH, MORADKHANI AND JAFARI (2011), SINGH (2010), KUMAR (2011), BÜYÜŞALVARCI (2010), OZBAY (2009), MOHAMMAD ET AL. (2009), OLUKAYODE AND AKINWANDE (2009), RJOUB, TÜRSOY AND GÜNSEL (2009), HASAN AND MUEEN (2008), YILMAZ (2008) y GÜNSEL AND CUKUR (2007).

En cambio, aquellos que reportaron en sus resultados una relación negativa son: HSING (2011), BAYEZID (2011), SINGH, MEHTA AND VARSHA (2011), NUÑEZ and CRUZ (2011), ARMENTA, VAZQUEZ AND VALDES (2010), CURUTIO (2010), ANOKYE AND TWENEBOAH (2008), LÓPEZ (2006) y SHARKAS (2004).

Por otro lado, algunos obtuvieron resultados mixtos como: IMRAN ET AL. (2010), MEBV (2009) LÓPEZ AND TÉLLEZ (2002) esto debido a que la inflación puede afectar de diferentes maneras a cada índice bursátil representativo de un sector económico en particular, cartera de inversión y activo financiero.

Por otra parte, SINGH (2010) encontró una relación de causalidad unidireccional significativa del mercado de capitales a la inflación, en cambio ? encontró una causalidad bidireccional entre ambas variables.

En la Tabla 2.5 hay un resumen de las principales características de los resultados empíricos encontrados.

Características principales de cada estudio consultado						
Referencia	Proxi Exó.	Proxi Mercado	Relación	Causal	Mer. de Cap.	Periodo
MORALES (2012)	Tasa Inf.	IPC	Positiva		México	01-08
DWIJAYANTI (2012)	Tasa Inf.	Índ.Mercado	Positiva		Indonesia	07-11
NOSAKHARE (2012)	Tasa Inf.	Índ.All-Share	Positiva		Nigeria	85-09
HSING (2011)	Exp.Inf.	Índ.Mercado	Negativa		Rep.Checa	02-10
MOHAMMAD (2011)	Índ.Precio	Índ.Mercado	Negativa		Bangladés	02-09
SINGH (2011)	Tasa Inf.	Portafolio	+/-		Taiwán	03-08
NUÑEZ (2011)	Inf.	IPC	Negativa		México	88-09
MASHAYEKH (2011)	Tasa Inf.	Índ.Mercado	Positiva		Irán	98-08
KUMAR (2011)	Inf.	Índ.Sensex	Positiva		India	06-10
BÜYÜKSALVARI (2010)	Tasa Inf.	ISE-100	Positiva		Turquía	03-10
SINCH (2010)	Índ.Precio	Índ.Sensex	Positiva	←	India	95-09
IMRAN (2010)	Índ.Precio	KSE-100	+/-		Pakistán	90-08
CURUTIO (2010)	Exp. Inf.	Acciones Indiv.	Negativa		Rumania	02-10
OZBAY (2009)	Tasa Inf.	ISE-100	Positiva	↔	Turquía	98-08
RJOUB (2009)	Tasa Inf.	Portafolio	Positiva		Turquía	01-05
MEBV (2009)	Tasa Inf.	IPC	+/-		México	94-07
ARMENTA (2009)	Tasa Inf.	Acciones Indiv.	Negativa		México	97-08
MOHAMMAD (2009)	Índ.Precio	KSE-100	Positiva		Pakistán	86-08
OLUKAYODE (2009)	Tasa Inf.	Índ.All-Share	Positiva		Nigeria	84-07
HASAN (2008)	Tasa. Inf.	KSE-100	Positiva		Pakistán	98-08
ANOKYE (2008)	Tasa Inf.	Índ. Mercado	Negativa		Ghana	91-07
YILMAZ (2008)	Tasa Inf.	Portafolios	Positiva		Turquía	97-05
GÜNSEL (2007)	Tasa Inf.	Índ. Sector	+/-		Londres	80-93
LÓPEZ (2006)	Inf.Esp.	IPC	Negativa		México	-
SHARKAS (2004)	Tasa Inf.	Índ. Mercado	Negativa		Jordania	80-03
LÓPEZ (2002)	Exp. Inf.	Acciones Indiv.	+/-		México	86-00

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2.5: Relaciones empíricas de la Inf. y los mercados de capital

2.3.4. La Tasa de Interés

La teoría financiera marca una relación inversa entre la tasa de interés y el mercado de capitales esto debido principalmente al costo de oportunidad que hace más atractivo a los instrumentos de deuda, cuando se incrementan las tasas de interés, en cambio hace más atractivo invertir en acciones, cuando las tasas disminuyen.

También, un incremento en la tasa de interés ocasiona mayor costo de financiamiento para las empresas repercutiendo en menores expectativas de beneficios futuros al igual que aumenta la tasa de descuento al que son descontados los flujos de efectivo esperados, ambos efectos tendrán un impacto negativo sobre el mercado de capitales.

Por otro parte, algunos autores proponen que al aumentar la tasa de interés también se incrementa los rendimientos esperados por las acciones, lo que puede tener un efecto positivo o negativo, esto dependerá del riesgo del activo.

Los estudios empíricos consultados que encontraron una relación positiva entre la tasa de interés y los mercados de capital durante sus respectivos periodos de estudio fueron: OLUKAYODE AND AKINWANDE (2009), RJOUB, TÜR-SOY AND GÜNSEL (2009), GÜNSEL AND CUKUR (2007) y SHARKAS (2004).

En cambio, aquellos que reportaron en sus resultados una relación negativa son: NOSAKHARE (2012), DWIJAYANTI, NUGROHO and ASTUTI (2012), HSING (2011), AUZAIKY, AHMAD AND SFHO (2011), MASHAYEKH, MORADKHANI AND JAFARI (2011), BÜYÜSALVARCI (2010), SAVASA AND SAMILOGLUB (2010), ARMENTA, VAZQUEZ AND VALDES (2010), CURUTIO (2010), OZBAY (2009), MOHAMMAD ET AL. (2009), SOMOYE, ISHOLA AND OSENI (2009), MEBV (2009), HASAN AND MUEEN (2008), ANOKYE AND TWENEBOAH (2008), YILMAZ (2008), VAZQUEZ (2006), CUEVAS (2002), IGLESIAS AND LÉVY (2002) y MORALES AND TREJO (1997).

Por otra parte, OZBAY (2009) encontró solo una relación de causalidad bidireccional significativa entre la tasa de interés y los mercados de capital.

En la Tabla 2.6 hay un resumen de las principales características de los resultados empíricos encontrados.

Características principales de cada estudio consultado						
Referencia	Proxi Exó.	Proxi Mercado	Relación	Causal	Mer. de Cap.	Periodo
NOSAKHARE (2012)	T.Int.Lid.	Índ.All-Share	Negativa		Nigeria	85-09
DWIJAYANTI (2012)	T.Int.Lid.	Índ.Mercado	Negativa		Indonesia	07-11
HSHG (2011)	T.Int.Lid.	Índ.Mercado	Negativa		Rep. Checa	02-10
AZRYANI (2011)	T.Int.Lid.	Índ.Mercado	Negativa		Malasia	97-09
		Índ.Mercado	Negativa		Indonesia	
		Índ.Mercado	Positiva		Tailandia	
MASHAYEKH (2011)	T.Int.Lid.	Índ.Mercado	Negativa		Irán	98-08
BÖYÜKEALVARGI (2010)	T.Int.Lid.	ISE-100	Negativa		Turquía	03-10
SAVASA (2010)	T.Int.Lid.	ISE-100	Negativa		Turquía	86-08
CURUTIO (2010)	T.Int.Lid.	Índ.Mercado	Negativa		Rumania	02-10
OZBAY (2009)	T.Int.Lid.	ISE-100	Negativa	↔	Turquía	98-08
RJOUB (2009)	T.int.Lid.	Portafolios	Positiva		Turquía	01-05
ARMENTA (2009)	Cetes28	Acciones Indiv.	Negativa		México	97-08
MOHAMMAD (2009)	T.Int.Lid.	KSE-100	Negativa		Pakistán	86-08
SOMOYE (2009)	T.Int.Lid.	Índ.All-Share	Negativa		Nigeria	01-07
OLUKAYODE (2009)	T.Int.Lid.	Índ.All-Share	Positiva		Nigeria	84-07
MEBV (2009)	T.Int.Lid.	IPC	Negativa		México	94-07
HASAN (2008)	T.Int.Lid.	KSE-100	Negativa		Pakistán	98-08
ANOKYE (2008)	T.Int.Lid.	Índ.Mercado	Negativa		Ghana	91-07
YILMAZ (2008)	T.Int.Lid.	Portafolios	Negativa		Turquía	97-05
GÜNSEL (2007)	T.Int.Lid.	Índ.Sectores	+/-		Londres	80-93
VÁZQUEZ (2006)	T.int.Lid.	IPC	Negativa		México	2003
SHARKAS (2004)	T.int.Lid.	Índ.Mercado	Positiva		Jordania	80-03
AHUMADA (2002)	T.Int.Lid.	IPC	Negativa		México	90-00
IGLESIAS (2002)	T.Int.Lid.	Índ.Sectores	Negativa		España	93-99
MORALES (1997)	Cetes28	IPC	Negativa		México	89-96

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2.6: Relaciones empíricas de la Ti y los mercado de capital

2.3.5. El Tipo de Cambio

En la teoría financiera es establecida una relación ambigua entre el tipo de cambio y el mercado de capital, aunque para establecer un efecto más claro entrara en función el régimen cambiario y las relaciones comerciales con el exterior.

Un aumento del tipo de cambio (depreciación) por un lado, hace más atractivo en término de la divisa foránea a los activos denominados en la divisa local,

repercutiendo en un aumento del precio de las acciones, pero también puede ser ocasionada por una salida de capitales que podría reflejar una caída del mercado de capitales o un déficit en la cuenta corriente.

Por otro lado, la depreciación de la moneda local puede ocasionar presiones inflacionarias al encarecer las importaciones, repercutiendo en el largo plazo en incrementos en las tasas de interés lo que provocaría una transferencia de recursos del mercado de capitales al de renta fija.

Aunque, también una depreciación incrementara las exportaciones lo que repercutirá en una mayor actividad económica ocasionando mayores expectativas de beneficios futuros para las empresas y una mayor demanda de sus acciones.

En cambio, una disminución del tipo de cambio (apreciación) puede reflejar una entrada de inversión en capital y/o un superávit en la cuenta corriente ocasionado por un incremento de las exportaciones y mayor actividad económica, ambos tendrán un efecto positivo sobre el mercado de capitales.

Por otro lado, la apreciación puede afectar en una disminución de las exportaciones repercutiendo en menor actividad económica y menores expectativas futuras de beneficios para las empresas.

También, una apreciación abaratará las importaciones ocasionando una estabilidad en la inflación y en las tasas de interés, lo que puede provocar una transferencia de recursos del mercado de renta fija al de capitales debido a la búsqueda de mayores beneficios.

Los estudios empíricos consultados que encontraron una relación positiva fueron: MORALES AND MARTÍNEZ (2012), AUZAIRY, AHMAD AND SFHO (2011), SINGH, MEHTA AND VARSHA (2011), SINGH (2010), YILMAZ (2008), GÜNSEL AND CUKUR (2007) y ABREU (2005).

En cambio, aquellos que reportaron una relación negativa son: DWIJAYANTI, NUGROHO and ASTUTI (2012), HSING (2011), CURUTIO (2010), BÜ-YÜSALVARCI (2010), SAVASA AND SAMILOGLUB (2010), AYDEMIR AND DEMIRHAN (2009), OZBAY (2009), MOHAMMAD ET AL. (2009), SOMOYE, ISHOLA AND OSENI (2009), OLUKAYODE AND AKINWANDE (2009), MEBV (2009), HASAN AND MUEEN (2008), ANOKYE AND TWENEBOAH (2008), GAY (2008) y CUEVAS (2002).

Por otro lado, otros obtuvieron resultados mixtos, como: ASAOLU AND OGUNMUYIWA (2010), RJOUB, TÜRSOY and GÜNSEL (2009), LÓPEZ (2006) y LÓPEZ AND TÉLLEZ (2002) esto debido a que el tipo de cambio puede afectar de diferentes maneras.

Por otra parte, MARTINEZ and CASTRO (2010) encontró una causalidad unidireccional del mercado de capitales al tipo de cambio, pero ASAOLU and OGUNMUYIWA (2010) la encontraron a la inversa, en cambio AYDEMIR and DEMIRHAN (2009) y OZBAY (2009) obtuvieron relaciones bidireccionales.

En la Tabla 2.7 hay un resumen de las principales características de los resultados empíricos encontrados.

Características principales de cada estudio consultado						
Referencia	Proxi Exó.	Proxi Mercado	Relación	Causal	Mer. de Cap.	Periodo
MORALES (2012)	Peso/Dólar	IPC	Negativa		México	01-11
DWIJAYANTI (2012)	Tc	Índ.Mercado	Negativa		Indonesia	07-11
HSING (2011)	Tc	Índ.Mercado	Negativa		Rep.Checa	02-10
AZRYANI (2011)	Tc	Índ.Mercado	Positiva		Indonesia	97-09
	Tc	Índ.Mercado			Malasia	
	Tc	Índ.Mercado			Tailandia	
SINGH (2011)	Tc	Portafolio	Positiva		Taiwán	03-08
MARTINEZ (2010)	Tc	IPC		←	México	06-09
BÖYÜKSALVARCI (2010)	Tc	ISE-100	Negativa		Turquía	03-10
SINGH (2010)	Tc	Índ.Sensex	Positiva		India	95-09
SAVASA (2010)	Tc	ISE-100	Negativa		Turquía	86-08
ASAOLU (2010)	Tc	Índ.All-Share	+/-	→	Nigeria	86-07
CURUTIO (2010)	Tc	Índ.Mercado	Negativa		Rumanía	02-10
OGUZHAN..(2009)	Tc	ISE-100	Negativa	↔	Turquía	01-08
OZBAY (2009)	Tc	ISE-100	Negativa	↔	Turquía	98-08
MOHAMMAD (2009)	Tc	KSE-100	Negativa		Pakistán	86-08
SOMOYE (2009)	Tc	Índ.All-Share	Negativa		Nigeria	01-07
OLUKAYODE (2009)	Tc	Índ.All-Share	Negativa		Nigeria	84-07
MEBV (2009)	Tc	IPC	Negativa		México	94-07
RJOUB (2009)	Tc	Portafolios	+/-		Turquía	01-05
HASAN (2008)	Tc	KSE-100	Negativa		Pakistán	98-08
ANOKYE (2008)	Tc	Índ.Mercado	Negativa		Ghana	91-07
GAY (2008)	Tc	Índ.Mercado	Negativa		Brasil	99-06
	Tc	Índ.Mercado	Positiva		Rusia	
	Tc	Índ.Sensex	Negativa		India	
	Tc	Índ.Mercado			China	
ABREU (2008)	Peso/Dólar	IPC	Positiva		México	90-94
			Negativa			95-00
YILMAZ (2008)	Tc	Portafolios	Positiva		Turquía	97-05
GÖNSEL (2007)	Tc	Índ.Sector	Positiva		Londres	80-93
LÓPEZ (2006)	Tc	IPC	+/-		México	-
AHUMADA (2002)	Peso/Dólar	IPC	Negativa		México	90-00
LÓPEZ (2002)	Tc	Acciones Indiv.	+/-		España	86-93

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2.7: Relaciones empíricas del Tc y los mercados de capital

Capítulo 3

METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

Este capítulo, incluye la base teórica de las técnicas estadísticas y econométricas aplicadas en la presente investigación.

3.1. Las Series de Tiempo

Una serie de tiempo es una sucesión de n observaciones de una variable a través del tiempo y la podemos representar como Y_i en donde el índice i toma los valores de $1, 2, \dots, n$ que representa la frecuencia de tiempo, por ejemplo años, meses, trimestres, o cualquier otra fracción de tiempo.

La teoría clásica de acuerdo con PEREZ (2006) considera que las series se descomponen en cuatro componentes:

- ▷ Tendencia (T_i) señala el movimiento general a largo plazo de la serie.
- ▷ Variaciones estacionales (C_i) son oscilaciones que se reproducen en un periodo igual o inferior a un año, y se reproducen en los diferentes años.
- ▷ Variaciones cíclicas (E_i) son oscilaciones que se producen en un periodo superior al año, y que se deben a la alternancia de etapas largas en las que se repite su comportamiento.
- ▷ Variaciones residuales o irregulares (R_i) son movimientos que no muestran un carácter periódico reconocible y son originados por fenómenos que afectan de manera casual y no permanente.

Existen dos modelos básicos para explicar la relación que tienen los componentes de una serie de tiempo:

- ▷ El esquema aditivo supone que los componentes son independientes uno del otro y su representación matemática es:

$$Y_i = T_i + C_i + E_i + R_i \quad (3.1)$$

- ▷ El esquema multiplicativo supone que los componentes son dependientes uno del otro y su representación matemática es:

$$Y_i = T_i * C_i * E_i * R_i \quad (3.2)$$

Un supuesto del análisis clásico es la independencia de las variaciones residuales respecto a los demás componentes.

3.1.1. Proceso estocástico

Un proceso estocástico de acuerdo con GUJARATI and PORTER (2010) es un conjunto de variables aleatorias ordenadas en el tiempo, también lo podemos definir como una familia de $\{Y_t, t \in T\}$ variables aleatorias, clasificadas mediante un parámetro t , que varía en un conjunto T .

Un ejemplo son las series de tiempo que son un conjunto de observaciones del comportamiento de una determinada variable aleatoria ordenada cronológicamente y siempre que estudiamos el comportamiento de una determinada variable en el tiempo estamos ante un proceso estocástico.

La cual puede representarse como Y_t que es una variable aleatoria y continúa.

Entre los procesos estocásticos¹ uno especial es el gaussiano de ruido blanco que tiene las siguientes propiedades:

$$E(Y_t) = 0 \quad (3.3)$$

$$Var(Y_t) = \sigma^2 \quad (3.4)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = 0 \quad (3.5)$$

¹El término “estocástico” proviene de la palabra griega “stokhos”, que significa “blanco” u “objetivo”.

3.1.2. Proceso estocástico estacionario

De acuerdo con GUJARATI and PORTER (2010) es definido con una media y varianza constantes en el tiempo y su covarianza solo depende de la distancia entre estos y no del tiempo; tiene las siguientes propiedades:

$$E(Y_t) = \mu \quad (3.6)$$

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu) = \sigma^2 \quad (3.7)$$

$$\gamma^2 = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (3.8)$$

En donde γ_k es la autocovarianza en el rezago k , es decir, la covarianza entre los valores Y_t y Y_{t+k}

Por lo tanto, Y_t será un proceso estocástico estacionario al tener una media, varianza y covarianza (en cualquier rezago) constantes en el tiempo.

La importancia de la estacionariedad en las series de tiempo evita el fenómeno de regresión espuria o regresión sin sentido que pueden presentar las regresiones entre variables no estacionarias de acuerdo con GRANGER and NEWBOLD (1974).

Este fenómeno se caracteriza, por ejemplo, cuando dos series Y_t y X_t que son variables no correlacionadas, y al hacer una regresión de Y_t en función de X_t su R^2 debería ser cercano a 0, es decir, no debe existir ninguna relación entre ambas variables.

Sin embargo, los resultados de una regresión entre ambas variables podría mostrar un coeficiente de regresión de X_t muy significativo pero engañoso al no encontrarse distribuido como una t (student) y por lo tanto, no se podrá probar la hipótesis de los parámetros, al igual presentara un R^2 distinto de 0 y estadísticamente significativo.

Por otra parte, la no estacionariedad ocasionará que solo se pueda estudiar el comportamiento durante un lapso de tiempo y por lo tanto, cada conjunto de observaciones de la serie corresponderá a un episodio en particular.

3.1.3. Proceso estocástico no estacionario

De acuerdo con GUJARATI and PORTER (2010) es definido a diferencia del estacionario con una media y varianza que no son constantes en el tiempo, cuyo ejemplo es el modelo de caminata aleatoria o también, conocido como proceso de raíz unitaria.

Existen dos tipos de modelos de caminata aleatoria:

- ▷ Caminata aleatoria sin deriva (sin termino constante)

Supongamos que ε_t se comporta como un proceso gaussiano de ruido blanco, entonces la variable Y_t es una caminata aleatoria, si:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

El valor de Y_t es igual a su valor en el tiempo $(t - 1)$ más un choque aleatorio.

Si, el proceso comienza en el tiempo 0 con un valor de Y_0 , se puede describir de la siguiente manera:

$$Y_t = Y_0 + \sum \varepsilon_t \quad (3.10)$$

En donde, Y_t es igual a Y_0 más la suma de los errores aleatorios, esto se traduce en un impacto del choque aleatorio que no se desvanece en el tiempo y por ello, la caminata aleatoria tiene memoria infinita.

- ▷ Caminata aleatoria con deriva

Es definida de la siguiente forma:

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

En donde δ se conoce como el parámetro de deriva y según sea positivo o negativo puede tomar una tendencia definida en Y_t .

Si, el proceso comienza en el tiempo 0 con un valor de Y_0 , se puede describir de la siguiente forma:

$$E(Y_t) = Y_0 + t.\delta \quad (3.12)$$

$$Var(Y_t) = t\sigma^2 \quad (3.13)$$

Esto significa que la media y varianza no son constantes en el tiempo, lo que viola dos condiciones de estacionariedad.

3.1.4. Proceso estocástico de raíz unitaria

De acuerdo con GUJARATI and PORTER (2010) es definido de la siguiente forma:

$$Y_t = PY_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Donde:

P = Coeficiente estimado de la variable Y_{t-1} pero $-1 \leq P \leq 1$

Si, $P = 1$, se convertirá en un modelo de caminata aleatoria (sin deriva) y tenemos lo que se conoce como problema de raíz unitaria, es decir, la variable es no estacionaria y por lo tanto, los términos no estacionariedad, caminata aleatoria, raíz unitaria y tendencia estocástica se consideran sinónimos.

Sin embargo, si $|P| < 1$, es decir, si el valor absoluto de P es menor que 1, se puede demostrar que la serie de tiempo Y_t es estacionaria.

3.2. Pruebas de Estacionariedad en las Series de Tiempo

Para comprobar la estacionariedad en las series de tiempo existen diferentes pruebas que contrastan la presencia de raíz unitaria en las series de tiempo entre las más utilizadas están: Dickey Fuller Aumentada y Phillips Perron.

3.2.1. Prueba Dickey Fuller Aumentada

La prueba propuesta por DICKEY and FULLER (1979) parte del proceso estocástico de raíz unitaria 3.14, pero como no se puede estimar esta ecuación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y probar la hipótesis de $P = 1$.

Entonces, se manipula a 3.14 de la siguiente manera:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

También puede expresarse como:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

Por lo tanto, en la practica en vez de estimar 3.14, se calcula 3.17, pero con el inconveniente de que para probar que $H_0 : \delta = 0$ el valor t del coeficiente estimado de Y_{t-1} no sigue una distribución t ni siquiera en muestras grandes.

Entonces, Dickey y Fuller probaron que el coeficiente estimado de Y_{t-1} en 3.17 sigue la distribución del estadístico tau (τ) a través de calcular sus valores críticos con base en simulaciones Monte Carlo, aunque al principio la tabla fue limitada Mackinnon preparó tablas mas extensas.

Sin embargo, Dickey y Fuller al analizar la naturaleza del proceso de raíz unitaria pensaron que un proceso de caminata aleatoria tal vez no tiene deriva, o quizá sí, o posiblemente tiene tendencia determinista y estocástica, por lo tanto, consideraron diferentes formas para comprobar la presencia de raíz unitaria.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

Donde Y_t es una caminata aleatoria

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

Donde Y_t es una caminata aleatoria con deriva

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

Donde Y_t es una caminata aleatoria con deriva alrededor de una tendencia determinista

Dicker-Fuller en las 3 ecuaciones anteriores supusieron un término de error ε_t no correlacionado, más tarde desarrollaron la prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA) para cuando dicho término esta correlacionado.

La DFA implica aumentar a las ecuaciones 3.18, 3.19 y 3.20 la adición de los valores rezagados de la variable dependiente ΔY_{t-1} , un ejemplo consiste en estimar la siguiente regresión:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

Donde:

ε_t = Es un término de error puro de ruido blanco

Δy_{t-1} = Es el número de términos de diferencia rezagados que se incluye y para seleccionar el número optimo, se utilizan los criterios de información de Akaike y Schwarz.

Para las 3 ecuaciones la DFA plantea las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ $H_0 : \delta = 0$ Existe raíz unitaria y la variable es no estacionaria.
- ▷ $H_a : \delta < 0$ No existe raíz unitaria y la variable es estacionaria.

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

- ▷ Si, el valor t calculado del estadístico tau (τ) es \gt al valor t_α crítico del estadístico de tablas de Mackinnon con un nivel de confianza determinado, y con un p-valor $<$ a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza H_0 y por lo tanto, la variable es estacionaria.
- ▷ Si, el valor t calculado del estadístico tau (τ) es $<$ al valor t_α crítico del estadístico de tablas de Mackinnon con un nivel de confianza determinado, y con un p-valor \gt a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces no se rechaza H_0 y por lo tanto, la variable no es estacionaria.

El estadístico tau (τ) utilizado en la prueba es un número negativo, cuando más negativo más fuerte es el rechazo de la hipótesis de que existe una raíz unitaria a un nivel de confianza determinado.

3.2.2. Prueba Phillips Perron

En cambio, la prueba propuesta por PHILLIPS and PERRON (1988) (PP) es una manera alternativa para probar la presencia de raíz unitaria en una serie de tiempo. Al igual que la DFA plantea la hipótesis nula de que $P = 1$ en la siguiente ecuación:

$$\Delta Y_t = \Delta b + pY_{t+1} + \Delta t + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

Pero, la diferencia radica en que la prueba PP utiliza métodos estadísticos no paramétricos para evitar la correlación serial en los términos del error y también, no añade términos de diferencia rezagada a la ecuación.

Otra diferencia es que PP parte de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios y luego el estadístico del coeficiente ρ es corregido.

La prueba PP plantea las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ $H_0 : P = 1$ Existe raíz unitaria, es decir, la variable no es estacionaria.
- ▷ $H_a : P < 1$ No existe raíz unitaria, es decir, la variable es estacionaria.

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

- ▷ Si, el valor de t calculado del coeficiente de Y_{t-1} es \geq al valor t_α crítico del estadístico de tablas de Mackinnon con un nivel de confianza determinado, y con un p-valor $<$ a un nivel de significancia α seleccionado, entonces se rechaza la H_0 y por lo tanto, la serie de tiempo es estacionaria.
- ▷ Si, el valor de t calculado del coeficiente de Y_{t-1} es $<$ al valor t_α crítico del estadístico de tablas de Mackinnon con un nivel de confianza determinado, y con un p-valor \geq a un nivel de significancia α seleccionado, entonces no se rechaza la H_0 y por lo tanto, la serie de tiempo es no estacionaria.

3.3. Análisis de Correlación

El análisis de correlación es un conjunto de herramientas estadísticas para medir el grado y dirección de la asociación lineal entre dos variables.

3.3.1. Covarianza

La covarianza es una medida de dispersión entre dos variables que indica la dirección de la relación y se calcula a través del valor esperado del producto de las desviaciones con respecto a la media.

Sea X y Y dos variables con media μ_x y μ_y , entonces la covarianza entre las dos variables se define como:

$$Cov(X, Y) = E[(X - \mu_x)(Y - \mu_y)] = E(XY) - \mu_x\mu_y \quad (3.23)$$

Se observa que la formula de la covarianza entre dos variables es la misma que la formula de la varianza de una variable.

3.3.2. Coeficiente de Correlación de Pearson

De acuerdo con DOUGLAS, MARCHAL and WATHEN (2008) fue creado por Karl Pearson alrededor de 1900, describe la fuerza de la relación entre dos conjuntos de variables a escala de intervalo o razón. Se designa con la letra r , y con frecuencia se le conoce como *rho* de Pearson o coeficiente de correlación.

La fórmula para determinar el coeficiente de correlación *rho* de Pearson es la siguiente:

$$r = \frac{\sum \left(X - \left(\frac{\sum x}{n} \right) \right) \left(Y - \left(\frac{\sum y}{n} \right) \right)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (3.24)$$

Donde:

$\left(\frac{\sum X}{n} \right)$ = El promedio o media de la variable X .

$\left(\frac{\sum Y}{n} \right)$ = El promedio o media de la variable Y .

σ_X = La desviación estándar de la variable X .

σ_y = La desviación estándar de la variable Y .

En la siguiente figura 3.1 muestra de manera gráfica la escala en la fuerza y la dirección que puede tomar el valor del coeficiente de correlación *rho* de Pearson.



Figura 3.1: Coeficiente de correlación de Pearson

Las características que tiene el coeficiente ρ de correlación de Pearson son las siguientes:

1. Se identifica por la letra minúscula r .
2. Muestra la dirección y fuerza de la relación lineal entre dos variables en escala de intervalo o de razón.
3. Puede variar de $-1 \leq r \leq 1$.
4. Un valor cercano a 0 indica que hay poca asociación entre las variables.
5. Un valor cercano a 1 indica una asociación directa o positiva entre las variables.
6. Un valor cercano a -1 indica una asociación inversa o negativa entre las variables.

Para evaluar la significancia estadística del coeficiente ρ de correlación, se plantean las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ $H_0 : r = 0$ El coeficiente ρ no es estadísticamente significativo.
- ▷ $H_a : r \neq 0$ El coeficiente ρ es estadísticamente significativo.

Para calcular el valor del estadístico t , se utiliza la siguiente fórmula:

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (3.25)$$

Donde:

r = Coeficiente *rho* de correlación de Pearson.

n = Número de observaciones .

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

- ▷ Si, el valor t calculado es \triangleright al valor $t_{\frac{\alpha}{2}}(n - 2)$ crítico a un nivel de confianza determinado, y un p-valor \triangleleft a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces no se rechaza la H_0 y por lo tanto, el coeficiente correlación *rho* no es estadísticamente significativo.
- ▷ Si, el valor t calculado es \triangleleft al valor $t_{\frac{\alpha}{2}}(n - 2)$ crítico a un nivel de confianza determinado, y un p-valor \triangleright a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza la H_0 y por lo tanto, el coeficiente correlación *rho* es estadísticamente significativo.

3.3.3. Coeficiente de Determinación

Este estadístico se calcula elevando al cuadrado al coeficiente de correlación *rho* de Pearson y se interpreta como una medida de ajuste o la proporción de la variación en la variable endógena Y que es explicada por la variación de la variable exógena X .

También, puede definirse como:

$$r^2 = \frac{SCR}{SCT} \quad (3.26)$$

Donde:

SCR = La suma del cuadrado de la regresión-

SCT = La suma del cuadrado totales.

3.4. Análisis de Regresión Múltiple

Es una técnica econométrica que estima la relación existente entre una variable endógena y un conjunto de variables exógenas.

Además, introduce un componente aleatorio o término de error que representa factores que influyen en la variable dependiente y que no son explicados por las variables independientes.

Así, el comportamiento de la variable endógena está explicado por un componente determinista (variables exógenas) y una parte aleatoria.

Los modelos econométricos de regresión múltiple tienen k variables exógenas X_1, X_2, \dots, X_k y una variable endógena Y .

El objetivo es estimar $E(Y | X_n)$, para lograrlo se buscan el valor de los parámetros β_i de la recta que logren el mejor ajuste de los valores estimados de \hat{Y} con los valores observados de Y .

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon_i \quad (3.27)$$

Para estimar los parámetros se utiliza el modelo de mínimos cuadrados ordinarios, el cual se atribuye al matemático alemán Carl Friedrich Gauss.

Para comprender al método de MCO, primero se deben conocer una función de regresión poblacional (FRP).

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon_i \quad (3.28)$$

Sin embargo, la FRP no es observable directamente y se calcula a partir de la función de regresión muestral (FRM).

$$Y_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \dots + \hat{\beta}_k X_k + \varepsilon_i \quad (3.29)$$

$$= \hat{Y}_i + \varepsilon_i \quad (3.30)$$

Donde \hat{Y}_i es el valor estimado (media condicional) de Y_i para determinar la FRM se procede de la siguiente manera:

Primero, se expresa la ecuación 3.30 como:

$$\hat{\varepsilon}_i = Y_i - \hat{Y}_i \quad (3.31)$$

$$= Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_1 - \dots - \hat{\beta}_k X_n \quad (3.32)$$

Esta ecuación muestra que los $\hat{\varepsilon}_i$ (residuos) son simplemente las diferencias entre valores observados y estimados de Y .

Segundo, para determinar la FRM que tenga el mejor ajuste a la FRP, se adopta el criterio de seleccionar la FRM de modo que la suma de sus residuos al cuadrado se la más pequeña posible.

$$\text{Min} \Sigma \varepsilon^2 = \Sigma (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_1 - \dots - \beta_k X_n)^2 \quad (3.33)$$

A partir de la ecuación 3.32 es evidente que:

$$\sum \hat{\varepsilon}_i = f(\hat{\beta}_0 \dots \hat{\beta}_k) \quad (3.34)$$

La ecuación 3.34 señala que la suma de los residuales elevados al cuadrado es algún tipo de función de los estimadores $\hat{\beta}_0 \dots \hat{\beta}_k$ y cada conjunto de datos con diferentes valores de $\hat{\beta}_0 \dots \hat{\beta}_k$ obtendrán como resultado diferentes valores de $\hat{\varepsilon}_i$ y también, valores diferentes de $\sum \hat{\varepsilon}_i^2$.

El método de mínimos cuadrados ordinarios elige los $\hat{\beta}_0 \dots \hat{\beta}_k$ que producen el valor más reducido de $\sum \hat{\varepsilon}_i^2$.

3.4.1. Supuestos de los mínimos cuadrados ordinarios

De acuerdo con GUJARATI and PORTER (2010) para conocer que tan cerca están los estimadores $\hat{\beta}_k$ y \hat{Y}_i de sus contra partes poblacionales, se plantean ciertos supuestos de como se crean o generan estos estimadores, por ello, deben cumplir con ciertas propiedades estadísticas que están avaladas por el famoso teorema de Gauss-Markov.

El teorema de Gauss o modelo clásico de regresión lineal (MCRL), es el cimiento de la mayor parte de la teoría econométrica y plantea los siguientes supuestos:

1. Modelo de regresión lineal: El modelo de regresión es lineal en los parámetros, aunque puede o no ser lineal en las variables, a manera de ejemplo se muestra la siguiente ecuación.

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \dots + \hat{\beta}_k X_n + \varepsilon_i \quad (3.35)$$

2. Valores fijos de X o valores de X independientes del término de error: Los valores que toma la exógena X pueden considerarse fijos en muestras repetidas (el caso de la exógena fija), o haber sido muestreados junto con la variable dependiente Y (en el caso de la exógena estocástica). En el segundo caso se supone que las variables X y el término de error son independientes, es decir:

$$Cov(\varepsilon_i, X_{2i}) = cov(\varepsilon_i, X_{3i}) = 0 \quad (3.36)$$

3. El valor medio de perturbación $\varepsilon_i = 0$: Dado el valor de X_i , la media o el valor esperado del término de perturbación $\varepsilon_i = 0$, es decir:

$$E(\varepsilon_i | X_1 \dots X_n) = 0 \quad (3.37)$$

4. Homoscedasticidad o varianza constante de ε_i : La varianza del término de error, o de perturbación, es la misma sin importar el valor de X , en contraste a esta situación se conoce como heteroscedasticidad.

$$Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad (3.38)$$

5. No autocorrelación o correlación serial, entre las perturbaciones: Dados dos valores cualesquiera de X , X_i y X_j ($i \neq j$) es cero. Es decir, que las observaciones se muestran de manera independiente.

$$Cov(u_i, u_j) = 0 \forall i \neq j \quad (3.39)$$

6. El número de observaciones n debe ser mayor que el número de parámetros por estimar: sucesivamente, el número de observaciones n debe ser mayor que el número de variables explicativas.
7. La naturaleza de las variables X : Debe haber variación en los distintos valores de la variable X y estas no deben ser idénticas.
8. No debe haber colinealidad exacta entre las variables exógenas X , es decir, no hay relación lineal perfecta entre las variables X_i y $X_j \forall (i \neq j)$
9. No hay sesgo de especificación, es decir, el modelo esta especificado correctamente.
10. El modelo clásico de regresión lineal normal supone que cada ε_i está normalmente distribuida con:

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.40)$$

Donde el símbolo \sim significa distribuido y N significa distribución normal, y los términos entre paréntesis representan los dos parámetros de la distribución normal: la media y la varianza.

3.4.2. Propiedades de los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios

De acuerdo a los supuestos del modelo clásico de regresión lineal, los estimadores de mínimos cuadrados poseen algunas propiedades ideales u óptimas, las cuales están contenidas en el famoso teorema de Gauss-Markov.

Para conocer este teorema necesitamos considerar la propiedad del mejor estimador lineal insesgado (MELI) que son:

1. Es lineal, es decir, función lineal de una variable aleatoria, como la variable dependiente Y en el modelo de regresión.
2. Es insesgado, es decir, su valor promedio o esperado, $E(\hat{\beta}_i)$, es igual a su valor poblacional β_i .
3. Tiene varianza mínima dentro de la clase de todos los estimadores lineales insesgados; un estimador insesgado con varianza mínima se conoce como estimador eficiente.

Por lo tanto, el teorema de Gauss-Markov puede enunciarse de la siguiente manera:

“Dados los supuestos del modelo clásico de regresión lineal, los estimadores de mínimos cuadrados, dentro de la clase de estimadores lineales insesgados, tienen varianza mínima, es decir, son MELI”

3.4.3. Prueba de significancia individual de los coeficientes de regresión múltiple

Para verificar la significancia estadística del valor de cada coeficiente de regresión, se plantean las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ $H_0: \hat{\beta}_k = 0$ El coeficiente de la regresión tiene un valor estadísticamente igual a 0.
- ▷ $H_a: \hat{\beta}_k \neq 0$ El coeficiente de la regresión tiene un valor estadísticamente diferente de 0.

Con el supuesto de distribución normal en los residuales, se aplica una prueba t por cada coeficiente de regresión .

$$t = \frac{\hat{\beta}_k - \beta}{ee(\hat{\beta}_k)} \quad (3.41)$$

Donde:

$\hat{\beta}_k$ = El coeficiente de la regresión estimado.

β_k = El coeficiente de la regresión poblacional que equivale a 0.

$ee(\hat{\beta}_k)$ = El error estándar del coeficiente de la regresión estimado.

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

- ▷ Si, el valor t calculado es \geq el valor $t_{\frac{\alpha}{2}}(n-2)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor \leq a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza la H_0 y por lo tanto, el coeficiente de la regresión es estadísticamente significativo.
- ▷ Si, el valor t calculado es \leq el valor $t_{\frac{\alpha}{2}}(n-2)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor \geq a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces no se rechaza la H_0 y por lo tanto, el coeficiente de la regresión es estadísticamente no significativo.

3.4.4. Prueba de significancia general del modelo de regresión múltiple

Para verificar la significancia estadística en conjunto del valor de los coeficientes de la regresión, se plantean las siguientes hipótesis a contrastar:

$$\triangleright H_0: \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_k = 0$$

$$\triangleright H_a: \hat{\beta}_1 \neq \hat{\beta}_2 \neq \hat{\beta}_k \neq 0$$

Con el supuesto de distribución normal en los residuales, se aplica una prueba F por los coeficiente de regresión en conjunto.

$$F = \frac{\frac{SCE}{(k-1)}}{\frac{SCR}{(n-k)}} \quad (3.42)$$

Donde:

SCE = La suma de los cuadrados estimados.

SCR = La suma de los cuadrados residuales.

k = El número de parámetros a estimar.

n = El numero de datos.

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

- \triangleright Si, el valor F calculado es \triangleright el valor $F_\alpha(k-1, n-k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor \triangleleft a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces, se rechaza la H_0 y por lo tanto, los coeficientes de la regresión en conjunto son estadísticamente significativos.
- \triangleright Si, el valor F calculado es \triangleleft el valor $F_\alpha(k-1, n-k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor \triangleright a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces, no se rechaza la H_0 y por lo tanto, los coeficientes de la regresión en conjunto no son estadísticamente significativos.

3.4.5. Coeficiente de determinación múltiple R^2

El coeficiente de determinación R^2 de regresión múltiple es una medida porcentual que explica las variaciones de la variable endógena en función de las exógenas y se define como:

$$R^2 = \left[\frac{\sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} \right] \quad (3.43)$$

Donde:

$\sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2$ = La suma de los cuadrados estimados.

$\sum (Y_i - \bar{Y})^2$ = La suma de los cuadrados totales.

Las propiedades del coeficiente de ajuste R^2 son:

1. Es un cantidad no negativa.
2. Sus límites son $0 \leq R^2 \leq 1$

Así, el coeficiente de determinación múltiple señala la proporción de la variación en Y explicada por un conjunto de variables independiente o exógenas $X_1, X_2 \dots X_n$.

3.4.6. Pruebas para especificar un modelo de regresión múltiple

De acuerdo con GUJARATI and PORTER (2010) el supuesto número 9 del MCRL señala que un modelo de regresión esta especificado correctamente, caso contrario, existe un problema de error de especificación del modelo o sesgo en la especificación del modelo.

Los errores de especificación al formular un modelo empírico son:

- ▷ Omisión de una variable relevante.
- ▷ Inclusión de una variable innecesaria.

- ▷ Adopción de la forma funcional incorrecta.
- ▷ Errores de medición.
- ▷ Especificación incorrecta del término de error estocástico.
- ▷ Suposición de que el término de error está normalmente distribuido.

Hay que distinguir entre los errores de especificación del modelo y los errores de especificación incorrecta del modelo, los primeros cuatro tipos son errores de especificación del modelo, aun que se tiene un modelo verdadero no se estima al modelo correcto.

En cambio, los últimos dos son errores de especificación incorrecta del modelo en donde se desconoce al modelo verdadero.

Con mayor frecuencia se comenten los errores de especificación porque surgen de manera inadvertida, quizá por la incapacidad de formular un modelo en la forma más precisa, por que la teoría es débil o no se tiene la información adecuada.

Entre los errores más comunes esta la formulación de modelos con un subajuste, que omite una o varias variables relevantes y un sobreajuste, que incluye una o más variables irrelevantes.

Por ello, es importante realizar algunas pruebas para la correcta especificación del modelo, ya que por lo general existen errores y una vez detectados sus remedios surgen por sí mismos.

3.4.6.1. Prueba de variables redundantes

El incurrir en un error de especificación de alguna variable redundante y tener un modelo sobreajustado tiene las siguientes consecuencias:

1. Todos los estimadores de MCO de los parámetros del modelo “incorrecto” son insesgados y consistentes, es decir, $E(\hat{\alpha}_1) = \beta_1$, $E(\hat{\alpha}_2) = \beta_2$ y $E(\hat{\alpha}_3) = \beta_3 = 0$.
2. La varianza del error σ^2 está correctamente estimada.
3. Los procedimientos usuales de intervalos de confianza y de pruebas de hipótesis conservan su validez.
4. Sin embargo, las α estimadas por lo general serán ineficientes, es decir, sus varianzas generalmente serán más grandes que las de las $\hat{\beta}$ del verdadero modelo.

Una vez conocidas las consecuencias de incluir una variable irrelevante en el modelo, es importante averiguar si se cometió dicho error, ya que con frecuencia los sesgos en la especificación surgen de manera deliberada.

La prueba para detectar un modelo sobreajustado o la inclusión de una variable irrelevante en el modelo, plantea las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ $H_0 : \hat{\beta} = 0$ Es una variable redundante, es decir, no es relevante para explicar a la variable endógena y por lo tanto, no debe ser incluida en el modelo de regresión múltiple.
- ▷ $H_a : \hat{\beta} \neq 0$ Es una variable no redundante, es decir, es relevante para explicar a la variable endógena y por lo tanto, debe ser incluida en el modelo de regresión múltiple.

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

- ▷ Si, el valor de F calculado es \geq a un valor $F_\alpha(k-1, n-k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor \leq a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza la H_0 y por lo tanto, la variable es relevante y debe ser incluida en el modelo de regresión múltiple.
- ▷ Si, el valor de F calculado es $<$ a un valor $F_\alpha(k-1, n-k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor $>$ a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces no se rechaza la H_0 y por lo tanto, la variable no es relevante y no debe ser incluida en el modelo de regresión múltiple.

3.4.6.2. Prueba de variables omitidas

El incurrir en un error de especificación de alguna variable omitida y tener un modelo subajustado tiene las siguientes consecuencias:

1. Si la variable excluida, u omitida, X_3 está correlacionada con la variable incluida X_2 , es decir, r_{23} , el coeficiente de correlación entre las dos variables es diferente de 0, entonces $\hat{\alpha}_1$ y $\hat{\alpha}_2$ son sesgados e inconsistentes.
2. Aunque X_2 y X_3 no estén correlacionados, $\hat{\alpha}_1$ es sesgado, pese a que $\hat{\alpha}_2$ sea ahora insesgado.
3. La varianza de la perturbación σ^2 está incorrectamente estimada.

4. La varianza medida convencionalmente de $\hat{\alpha} \left(= \frac{\sigma^2}{\sum x_{2i}^2} \right)$ es un estimador sesgado de la varianza del verdadero estimador $\hat{\beta}_2$.
5. En consecuencia, es probable que el intervalo de confianza usual y los procedimientos de pruebas de hipótesis conduzcan a conclusiones equivocadas sobre la significancia estadística de los parámetros estimados.
6. Otra consecuencia es que los pronósticos basados en el modelo incorrecto y los intervalos de confianza del pronóstico no son confiables.

Una vez conocidas las consecuencias de omitir una variable relevante en el modelo, es importante averiguar si se cometió dicho error, ya que con frecuencia los sesgos en la especificación surgen de manera deliberada.

La prueba para detectar un modelo subajustado o la omisión de una variable relevante en un modelo, plantea las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ $H_0 : \hat{\beta} = 0$ No es una variable omitida, es decir, no tiene poder de explicación significativo sobre la variable endógena y por lo tanto, no debemos incluirla en el modelo de regresión múltiple.
- ▷ $H_a : \hat{\beta} \neq 0$ Es una variable omitida, es decir, tiene poder de explicación significativo sobre la variable endógena y por lo tanto, debemos incluirla en el modelo de regresión múltiple.

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

- ▷ Si, el valor de F calculado es \geq a un valor $F_\alpha (k - 1, n - k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor \leq a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza la H_0 y por lo tanto, es una variable omitida en el modelo de regresión múltiple.
- ▷ Si, el valor de F calculado es $<$ a un valor $F_\alpha (k - 1, n - k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor $>$ a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces no se rechaza la H_0 y por lo tanto, no es una variable omitida en el modelo de regresión múltiple.

3.4.7. Criterios de elección entre modelos de regresión múltiple

De acuerdo con GUJARATI and PORTER (2010) para elegir un modelo de regresión múltiple entre otros que tienen la misma variable dependiente, se pueden utilizar los siguientes estadísticos y/o criterios:

- ▷ Se seleccionara al modelo que presente un mejor ajuste a través de un mayor R^2 o R^2 ajustado en la regresión.
- ▷ Se eligira al modelo que tenga mayor valor de la función de verosimilitud y del logaritmo de la función de verosimilitud en ambos estadísticos.
- ▷ También se podrá elegir al modelo que presente un valor menor en los criterios de información de Akaike y Schwartz ya que tendrá un mejor ajuste.

El criterio de Akaike (AIC) se obtiene con la siguiente formula:

$$AIC = -2 \left(\frac{L}{n} \right) + 2 \left(\frac{k}{n} \right) \quad (3.44)$$

Donde:

L = Logaritmo de máxima verosimilitud

n = Número de observaciones o tamaño de la muestra.

k = Número de parámetros a estimar.

El criterio de Schwartz (SIC) se obtiene con la siguiente formula:

$$SIC = -2 \left(\frac{L}{n} \right) + \frac{(2k * L(n))}{n} \quad (3.45)$$

Donde:

L = Logaritmo de máxima verosimilitud

n = Número de observaciones o tamaño de la muestra.

k = Número de parámetros a estimar.

3.4.8. Pruebas para validar los supuestos de los mínimos cuadrados ordinarios

De acuerdo con GUJARATI and PORTER (2010) el método de los MCO estima los parámetros β_1, \dots, β_k y σ^2 , con los supuestos del modelo clásico de regresión lineal (MCRL) se demuestra que los estimadores de dichos parámetros $\hat{\beta}_1 \dots \hat{\beta}_k$ y $\hat{\sigma}^2$, satisfacen varias propiedades estadísticas deseables, como el insesgamiento, la varianza mínima y la linealidad, es decir, son MELI.

Para lograr que los estimadores sean MELI es necesario comprobar la validez de los supuestos del MCRL, para eso se han desarrollado diversas pruebas de hipótesis para cada caso en particular, algunas de las más importantes se describen a continuación.

3.4.8.1. Normalidad

El supuesto número 10 del MCRL supone que cada ε_i esta normalmente distribuido y tienen las siguientes características:

$$E(\varepsilon_i) = 0 \quad (3.46)$$

$$E[\varepsilon_i - E(\varepsilon_i)]^2 = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \quad (3.47)$$

$$E\{[\varepsilon_i - E(\varepsilon_i)][\varepsilon_j - E(\varepsilon_j)]\} = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad \forall i \neq j \quad (3.48)$$

La importancia del supuesto de normalidad se justifica en el teorema de límite central que demuestra, que si existe un gran número de variables aleatorias independientes con idéntica distribución, entonces, la distribución de su suma tiende a ser normal a medida que incrementa al infinito el número de tales variables.

Con el supuesto de normalidad, se establece que los estimadores de MCO $\hat{\beta}_1$ y $\hat{\beta}_2$ son funciones lineales de ε_i , por lo tanto, si ε_i está normalmente distribuida, también lo están $\hat{\beta}_1$ y $\hat{\beta}_2$.

Al suponer que ε_i sigue la distribución normal, los estimadores MCO tienen las propiedades de los estimadores MELI.

Para validar este supuesto se utiliza la prueba Jarque-Bera (JB) que plantea las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ H_0 : $JB = 0$ Los residuales se aproximan a una distribución normal
- ▷ H_a : $JB \neq 0$ Los residuales no se aproximan a una distribución normal

Esta prueba se formula bajo la hipótesis nula de $u_i \approx N(0, \sigma^2)$ y se construye de la siguiente manera:

$$JB = N \left[\frac{s^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24} \right] \approx \chi^2 \quad (3.49)$$

Donde:

N = El tamaño de la muestra.

s^2 = El coeficiente de asimetría.

k = El coeficiente de kurtosis o apuntamiento.

Para rechazar o no rechazar la hipótesis nula, al valor del estadístico Jarque-Bera se contrasta con un valor de tablas que sigue una distribución χ^2 con dos grados de libertad y se toma la siguiente regla de decisión.

- ▷ Si, el valor calculado del estadístico Jarque Bera es \triangleright al valor crítico de χ^2_α a un nivel de confianza determinado, y un p-valor \triangleleft a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza H_0 y por lo tanto, los residuos no están normalmente distribuidos.
- ▷ Si, el valor calculado del estadístico Jarque Bera es \triangleleft al valor crítico de χ^2_α a un nivel de confianza determinado, y un p-valor \triangleright a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces no se rechaza H_0 y por lo tanto, los residuos están normalmente distribuidos.

3.4.8.2. Multicolinealidad

Uno de los supuestos del modelo de regresión múltiple es que no existe una relación lineal exacta entre las variables independientes, es decir, que no existe multicolinealidad perfecta en el modelo.

El término multicolinealidad se atribuye a Ragnar Frisch. Que designaba una relación lineal perfecta entre algunas o todas las variables exógenas de un modelo de regresión. Para un regresión con k variables que incluye las variables explicativas $X_1, X_2, X_3, \dots, X_k$, se dice que existe una relación lineal exacta al satisfacer la siguiente condición:

$$\lambda_1 X_1 + \lambda_2 X_2 + \dots + \lambda_k X_k = 0 \quad (3.50)$$

Donde $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$, son constantes tales que no todas son simultáneamente iguales a cero.

Sin embargo, el término multicolinealidad incluye el caso de colinealidad perfecta, y también el caso en el cual hay X variables intercorrelacionadas pero no en forma perfecta, de la siguiente forma:

$$\lambda_1 X_1 + \lambda_2 X_2 + \dots + \lambda_k X_k + \varepsilon_i = 0 \quad (3.51)$$

Donde ε_i es un término de error estocástico.

Montgomery y Peck afirma que la multicolinealidad puede deberse a los siguientes factores:

1. El método de recolección de información.
2. Restricciones en el modelo o en la población objeto de muestreo.
3. Especificación del modelo.
4. Un modelo sobre determinado.

Consecuencias de la Multicolinealidad

- ▷ Aunque los estimadores de MCO son MELI, presentan varianzas y covarianzas grandes que dificultan la estimación precisa.
- ▷ Debido a la consecuencia 1, los intervalos de confianzas tienden a ser mucho más amplios, lo cual propicia una aceptación más fácil de la H_0 .
- ▷ También debido a la consecuencia 1, la razón t de uno o más coeficientes tienden a ser estadísticamente no significativas.
- ▷ Aunque la razón t de uno o más coeficientes sea estadísticamente no significativa, R^2 , la medida global de bondad de ajuste, puede ser muy alta.

- ▷ Los estimadores de MCO y sus errores estándar son sensibles a pequeños cambios en los datos.

Detección de multicolinealidad

- ▷ Un R^2 elevada pero pocas razones t significativas.
- ▷ Altas correlaciones entre parejas de regresoras.
- ▷ Realización de regresiones auxiliares.
- ▷ Factor de inflación de la varianza.
- ▷ Diagrama de dispersión.

Medidas correctivas

- ▷ No hacer nada.
- ▷ Combinación de información de corte transversal y serie de tiempo.
- ▷ Eliminación de una de las variables y el sesgo de especificación.
- ▷ Transformación de las variables.

A manera de conclusión, el problema de la multicolinealidad es una cuestión de grado y no de clase, por lo tanto, lo más importante no es distinguir entre presencia o ausencia de multicolinealidad, si no entre sus diferentes grados.

3.4.8.3. Auto correlación

Es un fenómeno que se produce cuando las perturbaciones de un modelo presentan correlación entre ellas. la autocorrelacion supone que la matriz de covarianzas y varianzas de las perturbaciones presentan valores distintos de 0 en los elementos que están fuera de la diagonal principal.

Esto significa que viola el supuesto de:

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \forall t \neq s \quad (3.52)$$

▷ Consecuencias

Al aplicar MCO, el estimador β es lineal e insesgado, pero el σ^2 sesgado, por lo que, el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas de β utilizado usualmente, $S^2 (X'X)^{-1}$, además de ser incorrecto es también sesgado. Por ese motivo, el estimador de MCO β deja de ser óptimo, eficiente y los controles usuales quedan inválidos.

▷ Principales Causas

1. Error de especificación como la omisión de variables relevantes.
2. Formulación de una relación lineal incorrecta.
3. Utilización de datos manipulados.

Para detectar la presencia de No Auto correlación en el comportamiento de los residuos de un modelo de regresión múltiple, se aplican las siguientes pruebas:

▷ Prueba Durbin-Watson

La prueba Durbin-Watson (DW) solo sirve para detectar la autocorrelación de primer orden ($AR(1)$) y plantea las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ $H_0: P = 0$ No existe autocorrelación de primer orden.
- ▷ $H_a: P \neq 0$ Existe autocorrelación de primer orden.

Esta prueba se construye de la siguiente manera:

$$DW = \frac{\sum (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum \hat{\varepsilon}_i^2} \quad (3.53)$$

Donde:

$\hat{\varepsilon}_t$ = Los residuales de la regresión

$\hat{\varepsilon}_{t-1}$ = Los residuales de la regresión rezagados un periodo.

$\sum \hat{\varepsilon}_i^2$ = Suma de los residuales al cuadrado.

En la Figura 3.2 presenta de manera gráfica la regla de decisión para comprobar la existencia de No autocorrelación a través del calculo del estadístico Durbin-Watson que a diferencia de las pruebas t , F o χ^2 , no existe un valor crítico único que lleve al rechazo o aceptación de la H_0 .

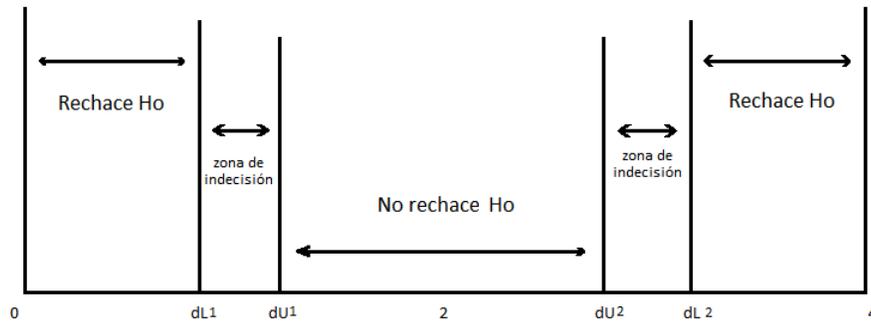


Figura 3.2: Estadístico “d” de Durbin-Watson

En cambio, Durbin-Watson en su prueba plantean un límite inferior d_L y un límite superior d_U tales que si el valor d calculado de Durbin-Watson cae por fuera de estos rangos de valores críticos, puede tomarse una decisión respecto a la presencia de correlación serial positiva o negativa.

La regla de decisión para rechazar o no rechazar la H_0 es la siguiente:

- ▷ Si, el valor de d de Durbin-Watson es $0 \leq d < d_L$, Rechazar H_0 y por lo tanto, existe Auto correlación negativa.
- ▷ Si, el valor de d de Durbin-Watson es $d_{L1} \leq d \leq d_{U1}$, Sin decisión.
- ▷ Si, el valor de d de Durbin-Watson es $d_{U1} < d < d_{U2}$, No Rechazar H_0 y por lo tanto, No existe Auto correlación positiva o negativa.
- ▷ Si, el valor de d de Durbin-Watson es $d_{U2} \leq d \leq d_{L2}$, Sin decisión.
- ▷ Si, el valor de d de Durbin-Watson es $d_{U2} < d \leq 4$, Rechazar H_0 y por lo tanto, existe Auto correlación positiva.

Como se puede apreciar la prueba Durbin-Watson tiene un inconveniente, y es que cuando el valor del estadístico d de Durbin-Watson cae en la zona de indecisión, no se puede concluir si hay o no autocorrelación (primer orden) pero la zona de indecisión se estrecha conforme aumenta el tamaño de la muestra, sin embargo existen otras pruebas mas robustas y poderosas.

▷ Prueba Breusch-Godfrey

Es un contraste más general que la Durbin-Watson al permitir que a la hipótesis procesos estocásticos más generales de orden p ($AR(p)$) o medias móviles de orden q ($MA(q)$), y se pueden utilizar en variables endógenas rezagadas.

La prueba Breusch-Godfrey plantea las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ $H_0 : (P_1, P_2 \dots P_k) = 0$ No existe Auto correlación, es decir, los términos residuales no están estadísticamente correlacionados.
- ▷ $H_a : (P_1, P_2 \dots P_k) \neq 0$ Existe Auto correlación, es decir, los términos residuales están estadísticamente correlacionados.

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

- ▷ Si, el valor de F calculado es \geq a un valor $F_\alpha(k-1, n-k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor \leq a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza H_0 y por lo tanto, existe Auto correlación en el comportamiento de los residuos.
- ▷ Si, el valor de F calculado es $<$ a un valor $F_\alpha(k-1, n-k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor $>$ a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces no se rechaza H_0 y por lo tanto, no existe Auto correlación en el comportamiento de los residuos.

3.4.8.4. Heteroscedasticidad

Un supuesto importante del modelo clásico de regresión lineal es que la varianza de cada término de perturbación u_i , condicional a los valores seleccionados de las variables explicativas, es algún número constante igual a σ^2 . Este es el supuesto de Homoscedasticidad, o igual (homo) dispersión (cedasticidad), es decir, igual varianza. Simbólicamente, se expresa de la siguiente forma:

$$E(\varepsilon_i) = \sigma^2 \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (3.54)$$

Algunas razones por lo cual las varianzas de ε_i pueden ser variables, las cuales son las siguientes:

1. Con base en los modelos de aprendizaje de los errores.
2. A medida que mejoran las técnicas de recolección de datos, es probable que σ_2 se reduzca.
3. La heteroscedasticidad también surge por la presencia de datos atípicos o aberrantes.
4. Otra fuente es la incorrecta especificación del modelo.
5. La simetría en la distribución de una o más regresoras incluidas en el modelo.
6. La incorrecta transformación de los datos.

Para detectar la presencia de Homoscedasticidad en el comportamiento de los residuos de un modelo de regresión múltiple, se aplican las siguientes pruebas:

- ▷ Prueba White con términos no cruzados

La prueba White con términos no cruzados plantea las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ $H_0 : \sigma^2 = \sigma^2$ La varianza de los residuos son iguales en el tiempo, es decir, existe Homoscedasticidad.
- ▷ $H_a : \sigma^2 \neq \sigma^2$ La varianza de los residuos no son iguales en el tiempo, es decir, existe Heteroscedasticidad.

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

- ▷ Si, el valor de F calculado es \geq a un valor $F_\alpha(k-1, n-k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor \leq a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza H_0 y por lo tanto, existe Heteroscedasticidad en el comportamiento de la varianza de los residuos.
- ▷ Si, el valor de F calculado es $<$ a un valor $F_\alpha(k-1, n-k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor $>$ a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces no se rechaza H_0 y por lo tanto, existe Homoscedasticidad en el comportamiento de la varianza de los residuos.

La forma de realizar la prueba se basa en la regresión de los errores de mínimos al cuadrado que son el indicativo de la varianza de las perturbaciones,

▷ Prueba White con términos cruzados

La prueba White con términos cruzados plantea las siguientes hipótesis a contrastar:

▷ $H_0 : \sigma^2 = \sigma^2$ La varianza de los residuos son iguales en el tiempo, es decir, existe Homoscedasticidad.

▷ $H_a : \sigma^2 \neq \sigma^2$ La varianza de los residuos no son iguales en el tiempo, es decir, existe Heteroscedasticidad

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

▷ Si, el valor de F calculado es \geq a un valor $F_\alpha(k-1, n-k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor \leq a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza H_0 y por lo tanto, existe Heteroscedasticidad en el comportamiento de la varianza de los residuos.

▷ Si, el valor de F calculado es $<$ a un valor $F_\alpha(k-1, n-k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor $>$ a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza H_0 y por lo tanto, existe Homoscedasticidad en el comportamiento de la varianza de los residuos.

3.5. Análisis de Causalidad

Para explicar, si los movimientos de una variable X causa a los de una variable Y se emplea la prueba de causalidad propuesta por GRANGER (1969) que plantea que la información relevante para la predicción de la variable correspondiente X o Y , esta contenida en la información pasada de ellas mismas.

3.5.1. Prueba de Causalidad de Granger

Para aplicar la prueba de causalidad Granger de acuerdo con GUJARATI and PORTER (2010) implica la estimación de dos regresiones con sus respectivas variables y términos rezagados.

$$Y_t = \sum \beta_{1i} X_{t-1} + \sum \beta_{1j} Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3.55)$$

$$X_t = \sum \beta_{2i} X_{t-1} + \sum \beta_{2j} Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (3.56)$$

Donde, se supone que las perturbaciones ε_{1t} y ε_{2t} no están correlacionadas y en vista que solo hay dos variables se trata de una causalidad bilateral.

La ecuación 3.55 indica que la variable Y se relaciona con sus propios valores pasados Y_{t-1} , al igual que con los valores de X_{t-1} .

En cambio, la ecuación 3.56 indica que la variable X se relaciona con sus propios valores pasados X_{t-1} , al igual que con los valores de Y_{t-1} .

Los resultados de un análisis de causalidad bilateral pueden distinguirse en los siguientes 4 casos:

- ▷ Una causalidad unidireccional de X a Y , es la indicada si los coeficientes estimados de X_{t-1} en la ecuación 3.55 son estadísticamente diferentes de 0 considerando como grupo y el conjunto de coeficientes estimados de Y_{t-1} para la ecuación 3.56 no es estadísticamente diferente de 0.
- ▷ Una casualidad unidireccional de Y a X , es la indicada si los coeficientes estimados de Y_{t-1} en la ecuación 3.56 son estadísticamente diferentes de 0 considerado como grupo y el conjunto de coeficientes estimados de X_{t-1} para las ecuación 3.55 no es estadísticamente diferente de 0.
- ▷ Una casualidad bidireccional entre ambas variables, es la indicada cuando los conjuntos de coeficientes de X y Y son estadísticamente significativos, es decir, diferentes de 0 para ambas regresiones.
- ▷ Una independencia, es la indicada cuando los conjuntos de los coeficientes X y Y no son estadísticamente significativos para ambas regresiones.

La prueba de causalidad Granger plantea las siguientes hipótesis a contrastar:

- ▷ $H_0 : \beta_i = 0$ Los rezagos de la variable exógena no causan a los movimientos de la variable endógena, es decir, no existe una relación causal.

- ▷ $H_a : \beta_i \neq 0$ Los rezagos de la variable exógena causan a los movimientos de la variable endógena, es decir, existe una relación causal.

Para contrastar las hipótesis se aplica una prueba F con m y $(n - k)$ grados de libertad.

$$F = \frac{(SCR_R - SCR_{NR})}{\frac{m}{\frac{SCR_{NR}}{(n-k)}}} \quad (3.57)$$

Donde:

SCR_R = La suma de los residuales al cuadrado de una autoregresión univariada no restringida.

SCR_{NR} = La suma de los residuales al cuadrado de la regresión no restringida.

k = El número de parámetros a estimar.

n = El número de datos.

m = El número de términos rezagados.

La regla de decisión para rechazar o no rechazar de la hipótesis nula es la siguiente:

- ▷ Si, el valor de F calculado es \geq a un valor $F_\alpha(k - 1, n - k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor \leq a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces se rechaza H_0 y por lo tanto, existe una relación causal.
- ▷ Si, el valor de F calculado es $<$ a un valor $F_\alpha(k - 1, n - k)$ crítico con un nivel de confianza determinado, y un p-valor $>$ a un nivel de significancia α seleccionado para no cometer un error de tipo I, entonces no se rechaza H_0 y por lo tanto, no existe una relación casual.

Antes de aplicar la prueba de causalidad Granger se deben considerar los siguientes puntos:

- ▷ Es recomendable que las variables sean estacionarias para obtener resultados más robustos y evitar la causalidad espuria.
- ▷ El número de términos rezagados a utilizar en las pruebas de causalidad pueden elegirse mediante los criterios de akaike y shwarz.
- ▷ Los términos de error en las pruebas de causalidad no deben estar correlacionados, caso contrario debe llevarse acabo la transformación adecuada de las variables.

Capítulo 4

ESTUDIO EMPÍRICO

Este capítulo, esta compuesto por el estudio empírico realizado que incluye los resultados obtenidos y la interpretación técnica de las pruebas estadísticas y econométricas aplicadas que estudian la relación entre los factores macroeconómicos y la BMV de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

4.1. Análisis gráfico

Primero, se estudian el comportamiento de cada variable en escala de niveles de manera gráfica con la finalidad de tener una apreciación amplia de sus fluctuaciones y tendencias, mismas que presentaron bajo el periodo de estudio de la presente investigación.

4.1.1. Oferta Monetaria

En la Figura 4.1 se aprecia de manera gráfica al factor oferta monetaria (M1, M2, M3 y M4) en niveles, con frecuencia mensual y bajo el periodo de estudio de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

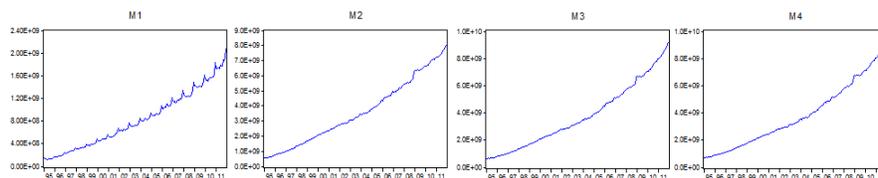


Figura 4.1: Gráficas del factor: Oferta Monetaria

El comportamiento de los Agregados Monetarios (M1, M2, M3 y M4) presentan una tendencia creciente y una conducta estacional.

4.1.2. Actividad Económica

En la Figura 4.2 se aprecia de manera gráfica al factor actividad económica (IPI y VIPI) en niveles, con frecuencia mensual y bajo el periodo de estudio de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

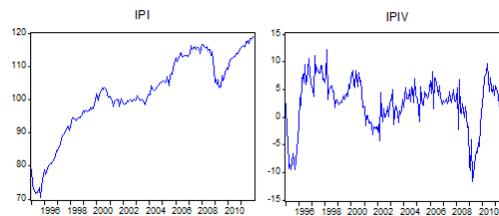


Figura 4.2: Gráficas del factor: Actividad Económica

El comportamiento del IPI presentan una tendencia creciente con caídas la primera en 1995 y la segunda en 2009, también el VIPI presenta las mismas bajadas pero sin una tendencia, solo un comportamiento que oscila entre 0 y el 5 %.

4.1.3. Inflación

En la Figura 4.3 se aprecia de manera gráfica al factor Inflación (Infva, Infvm, Subva y Subvm) en niveles, con frecuencia mensual y bajo el periodo de estudio de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

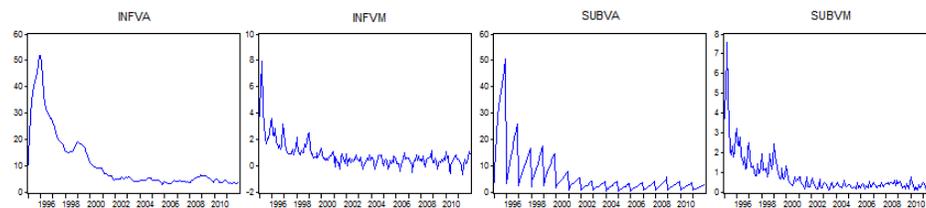


Figura 4.3: Gráfica del factor: Inflación

El comportamiento de la Inflación general y subyacente tanto su variación porcentual anual y mensual presentan una tendencia decreciente y una conducta estacional.

4.1.4. Tasa de Interés

En la Figura 4.4 se aprecia de manera gráfica al factor tasa de interés (Cete28, Ctreal, TLe3 y TFFEU) en niveles, con frecuencia mensual y bajo el periodo de estudio de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

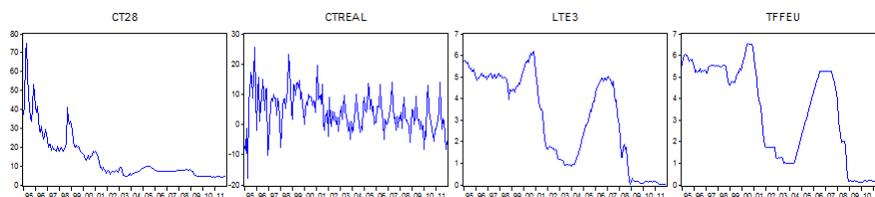


Figura 4.4: Gráficas del factor: Tasa de Interés

El comportamiento de la Tasa Cetes a 28 días presenta una tendencia decreciente, en cambio la tasa real de los Cetes a 28 días tiene una conducta menos estable y una tendencia decreciente menos pronunciada. Por otro parte, las tasas de la letra del tesoro a 3 meses y la tasa de los fondos de la reserva federal tienen un comportamiento similar en el tiempo.

4.1.5. Tipo de Cambio

En la Figura 4.5 se aprecia de manera gráfica al factor tipo de cambio (Tcf, Tcreal, TBc y TBv) en niveles, con frecuencia mensual y bajo el periodo de estudio de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

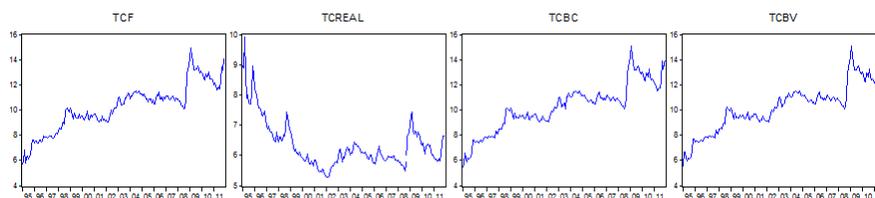


Figura 4.5: Gráficas del factor: Tipo de Cambio

El comportamiento del Tcf, TBC y TBv tiene una conducta similar con tendencia creciente, en cambio el Tcreal tiene una tendencia decreciente, aunque todas las series presentan un aumento a la alza en la cotización peso-dólar en 2009.

4.2. Pruebas de raíz unitaria y estadísticas descriptivas.

Antes de realizar algún estudio para medir la relación entre dos o más variables es importante comprobar su estacionariedad con la finalidad de evitar resultados espurios.

4.2.1. Oferta Monetaria

El cuadro 4.1 están las estadísticas básicas de los agregados monetarios (M1, M2, M3 y M4) en logaritmos y sus primeras diferencias, al igual que los resultados de las pruebas de normalidad y raíz unitaria correspondientes a cada serie.

Estadísticas básicas y pruebas de raíz unitaria de la Oferta Monetaria									
	LnM1	Δ LnM1	LnM2	Δ LnM2	LnM3	Δ LnM3	LnM4	Δ LnM4	
Media	20.28	0.01	21.77	0.01	21.81	0.01	21.84	0.01	
Mediana	20.40	0.01	21.89	0.01	21.90	0.012	21.91	0.012	
Máximo	21.46	0.14	22.81	0.07	22.95	0.071	22.96	0.070	
Mínimo	18.65	-0.08	20.12	-0.01	20.29	-0.015	20.38	-0.026	
Desv. Est.	0.74	0.04	0.73	0.01	0.73	0.01	0.71	0.01	
Sesgo	-0.54	0.78	-0.56	1.16	-0.44	0.95	-0.39	0.78	
Kurtosis	2.29	4.55	2.33	6.00	2.18	5.84	2.15	5.78	
Jarque Bera	14.07	41.26	14.69	121.76	12.35	98.53	11.46	86.15	
P-Value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
ADF	a)	[-3.51] (0.00)	[-2.73] (0.07)	[-7.38] (0.00)	[-5.24] (0.00)	[-4.35] (0.00)	[-1.88] (0.34)	[-3.79] (0.00)	[-14.83] (0.00)
	b)	[-6.18] (0.00)	[-2.95] (0.14)	[-3.84] (0.01)	[-14.33] (0.00)	[-2.25] (0.45)	[-14.98] (0.00)	[-2.31] (0.42)	[-15.95] (0.00)
	c)	[1.47] (0.96)	[-0.86] (0.34)	[-1.91] (0.98)	[-2.16] (0.02)	[-15.19] (1.00)	[-1.04] (0.26)	[14.67] (1.00)	[-1.12] (0.23)
PP	a)	[-2.44] (0.13)	[-16.14] (0.00)	[-7.88] (0.00)	[-12.91] (0.00)	[-4.49] (0.00)	[-14.03] (0.00)	[-4.07] (0.00)	[-14.88] (0.00)
	b)	[-1.83] (0.68)	[-19.69] (0.00)	[-4.55] (0.00)	[-14.33] (0.00)	[-2.30] (0.42)	[-14.98] (0.00)	[-2.40] (0.37)	[-15.95] (0.00)
	c)	[6.01] (1.00)	[-13.93] (0.00)	[8.48] (1.00)	[-7.64] (0.00)	[-11.42] (1.00)	[-8.77] (0.00)	[-12.36] (1.00)	[-9.68] (0.00)
Nota: a) Con intercepto [-2.89] b) Con intercepto y tendencia [-3.46] c) Sin nada [-1.94]									

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.1: Pruebas de raíz unitaria del factor: Oferta Monetaria

- ▷ El valor de JB para LnM1 es 14.17 con un p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a) y b) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y LnM1 es estacionaria.

En cambio, los resultados de PP para los incisos a) y b) tienen un estadístico t calculado \triangleleft a los t_α críticos y cada p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y LnM1 es no estacionaria.

- \triangleright El valor de JB para Δ LnM1 es 41.26 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleleft a los t_α críticos y cada p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y Δ LnM1 es no estacionaria.

En cambio, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y Δ LnM1 es estacionaria.

- \triangleright El valor de JB para Δ LnM2 es 121.76 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadísticos t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y Δ LnM2 es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y Δ LnM2 es estacionaria.

- \triangleright El valor de JB para Δ LnM3 es 98.53 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA solo para el inciso b) tienen un estadístico t calculado \triangleright al t_α crítico y su p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y Δ LnM3 es estacionaria.

En cambio, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y Δ LnM3 es estacionaria.

- \triangleright El valor de JB para Δ LnM4 es 86.15 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a) y b) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnM4 es estacionaria.

En cambio, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnM4 es estacionaria.

4.2.2. Actividad Económica

En el cuadro 4.2 están las estadísticas básicas del Índice de Producción Industrial y su variación porcentual anual en niveles y sus primeras diferencias, también los resultados de las pruebas de normalidad y raíz unitaria correspondientes a cada serie.

Estadísticas básicas y pruebas de raíz unitaria de la Actividad Económica					
	LnIPI	ΔLnIPI	VIPI	ΔVIPI	
Media	4.61	0.00	2.57	0.01	
Mediana	4.62	0.00	3.36	-0.14	
Máximo	4.78	0.05	12.15	8.95	
Mínimo	4.25	-0.06	-11.37	-9.03	
Desv.Est.	0.13	0.01	4.46	2.58	
Sesgo	-1.04	-0.52	-0.99	-0.03	
Kurtosis	3.58	7.63	4.01	5.15	
Jarque Bera	39.32	190.52	42.14	38.96	
P-Value	0.00	0.00	0.00	0.00	
ADF	a)	[-1.41] (0.57)	[-14.86] (0.00)	[-5.14] (0.00)	[-13.63] (0.00)
	b)	[-1.62] (0.77)	[-14.96] (0.00)	[-5.30] (0.00)	[-13.61] (0.00)
	c)	[2.37] (0.99)	[-4.31] (0.00)	[-2.69] (0.00)	[-13.66] (0.00)
PP	a)	[-1.42] (0.57)	[-14.79] (0.00)	[-4.14] (0.00)	[-21.94] (0.00)
	b)	[-1.86] (0.66)	[-14.88] (0.00)	[-4.13] (0.00)	[-21.90] (0.00)
	c)	[1.98] (0.98)	[-13.46] (0.00)	[-3.41] (0.00)	[-21.99] (0.00)
Nota: a) Con intercepto [-2.89] b) Con intercepto y tendencia [-3.46] c) Sin nada [-1.94]					

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.2: Pruebas de raíz unitaria del factor: Actividad Económica

- \triangleright El valor de JB para LnIPI es 39.32 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleleft a los t_α críticos y cada p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y LnIPI no es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleleft a los t_α críticos y cada p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y LnIPI no es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para Δ LnIPI es 190.52 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y Δ LnIPI es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y Δ LnIPI es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para VIPI es 42.14 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y VIPI es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y VIPI es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para Δ VIPI es 38.96 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y Δ VIPI es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y Δ VIPI es estacionaria.

4.2.3. Inflación

En el cuadro 4.3 están las estadísticas básicas de la variación porcentual anual y mensual de la inflación general y subyacente en niveles y sus primeras diferencias, también los resultados de las pruebas de normalidad y raíz unitaria correspondientes a cada serie.

Estadísticas básicas y pruebas de raíz unitaria de la Inflación									
		Infva	Δ Infva	Infvm	Δ Infvm	Subva	Δ Subva	Subvm	Δ Subvm
	Media	10.77	-0.03	0.82	-0.01	6.13	-0.02	0.79	-0.02
	Mediana	5.39	-0.08	0.58	-0.01	3.11	-0.01	0.43	-0.01
	Máximo	51.97	8.96	7.97	2.07	50.60	2.85	7.58	2.85
	Mínimo	2.91	-6.82	-0.74	-3.79	0.22	-2.64	0.08	-2.64
	Desv. Est.	10.93	1.31	1.02	0.53	8.42	0.42	0.96	0.42
	Sesgo	1.96	1.64	3.10	-1.37	3.00	0.08	3.30	0.08
	Kurtosis	6.36	20.80	17.51	16.01	12.90	21.29	17.95	21.29
	Jarque Bera	227.67	2770.39	2116.04	1494.39	1138.68	2828.99	2271.71	2828.19
	P-Value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ADF	a)	[-2.79] (0.06)	[-4.93] (0.00)	[-5.23] (0.00)	[-5.25] (0.00)	[-3.61] (0.00)	[-3.44] (0.01)	[-4.00] (0.00)	[-4.18] (0.00)
	b)	[-2.70] (0.23)	[-4.89] (0.00)	[-4.82] (0.00)	[-5.88] (0.00)	[-4.05] (0.00)	[-3.20] (0.08)	[-3.76] (0.02)	[-4.56] (0.00)
	c)	[-2.35] (0.01)	[-4.93] (0.00)	[-4.51] (0.00)	[-5.06] (0.00)	[-2.73] (0.00)	[-3.63] (0.00)	[-3.47] (0.00)	[-4.07] (0.00)
PP	a)	[-1.69] (0.43)	[-4.08] (0.00)	[-3.98] (0.00)	[-21.34] (0.00)	[-3.85] (0.00)	[-18.67] (0.00)	[-3.50] (0.00)	[-18.43] (0.00)
	b)	[-3.08] (0.11)	[-4.09] (0.06)	[-4.64] (0.00)	[-25.33] (0.00)	[-5.19] (0.00)	[-18.59] (0.00)	[-4.00] (0.00)	[-21.03] (0.00)
	c)	[-1.32] (0.17)	[-4.10] (0.00)	[-3.28] (0.00)	[-19.72] (0.00)	[-3.01] (0.00)	[-18.70] (0.00)	[-3.12] (0.00)	[-17.75] (0.00)
Nota: a) Con intercepto [-2.89] b) Con intercepto y tendencia [-3.46] c) Sin nada [-1.94]									

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.3: Pruebas de raíz unitaria del factor: Inflación

- ▷ El valor de JB para Infva es 227.67 con un p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a) y b) tienen un estadístico t calculado \leq a los t_α críticos y cada p-value $\geq \alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y Infva no es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \leq a los t_α críticos y cada p-value $\geq \alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y Infva no es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para ΔInfva es 2270.39 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado ▷ a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔInfva es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado ▷ a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔInfva es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para ΔInfvm es 1494.39 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado ▷ a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔInfvm es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado ▷ a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔInfvm es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para ΔSubva es 2828.99 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado ▷ a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔSubva es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado ▷ a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔSubva es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para ΔSubvm es 2828.19 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado ▷ a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔSubvm es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado ▷ a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔSubvm es estacionaria.

4.2.4. Tasa de Interés

En el cuadro 4.4 están las estadísticas básicas de la tasa cetes a 28 días nominal y real al igual que la tasa de las letras del tesoro de los estados unidos a 3 meses y la tasa de fondos de la reserva federal en niveles y sus primeras diferencias, también los resultados de las pruebas de normalidad y raíz unitaria correspondientes a cada serie.

Estadísticas básicas y pruebas de raíz unitaria de la Tasa de Interés									
	Cete28	Δ Cete28	Ctreal	Δ Ctreal	TLe3	Δ TLe3	TFFEU	Δ TFFEU	
Media	13.99	-0.16	4.36	0.01	3.06	-0.03	3.34	-0.02	
Mediana	7.92	-0.01	4.25	-0.07	3.57	0.00	4.08	0.00	
Máximo	74.75	27.85	25.59	26.71	6.17	0.45	6.54	0.39	
Mínimo	3.97	-15.58	-17.71	-22.13	0.01	-0.86	0.07	-0.96	
Desv. Est.	12.36	3.38	6.22	5.76	2.07	0.20	2.22	0.19	
Sesgo	2.10	3.04	0.16	0.05	-0.22	-1.42	-0.24	-1.77	
Kurtosis	8.11	32.30	3.85	5.73	1.44	6.31	1.43	8.25	
Jarque Bera	370.90	7572.85	6.99	62.93	22.22	161.11	22.81	339.75	
P-Value	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
ADF	a)	[-2.34] (0.15)	[-16.47] (0.00)	[-2.02] (0.27)	[-6.04] (0.00)	[-1.41] (0.57)	[-4.89] (0.00)	[-1.26] (0.64)	[-6.81] (0.00)
	b)	[-3.16] (0.09)	[-16.75] (0.00)	[-8.43] (0.00)	[-6.02] (0.00)	[-2.25] (0.45)	[-4.88] (0.00)	[-1.82] (0.68)	[-6.78] (0.00)
	c)	[-2.06] (0.03)	[-16.27] (0.00)	[-1.67] (0.08)	[-6.02] (0.00)	[-1.52] (0.11)	[-4.81] (0.00)	[-1.68] (0.08)	[-6.70] (0.00)
PP	a)	[-1.96] (0.30)	[-11.74] (0.00)	[-7.45] (0.00)	[-25.78] (0.00)	[-1.16] (0.68)	[-9.53] (0.00)	[-1.07] (0.72)	[-6.82] (0.00)
	b)	[-2.88] (0.17)	[-12.36] (0.00)	[-8.34] (0.00)	[-25.16] (0.00)	[-1.91] (0.64)	[-9.51] (0.00)	[-1.93] (0.63)	[-6.79] (0.00)
	c)	[-2.06] (0.03)	[-11.24] (0.00)	[-5.81] (0.00)	[-25.88] (0.00)	[-1.54] (0.11)	[-9.44] (0.00)	[-1.37] (0.15)	[-6.70] (0.00)
Nota: a) Con intercepto [-2.89] b) Con intercepto y tendencia [-3.46] c) Sin nada [-1.94]									

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.4: Pruebas de raíz unitaria del factor: Tasa de Interés

- ▷ El valor de JB para Cete28 es 370.90 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a) y b) tienen un estadístico t calculado \triangleleft a los t_{α} críticos y cada p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y Cete28 no es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a) y b) tienen un estadístico t calculado \triangleleft a los t_α críticos y cada p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y Cete28 no es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para $\triangle Cete28$ es 7572.85 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y $\triangle Cete28$ es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y $\triangle Cete28$ es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para $\triangle Ctreal$ es 62.93 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y $\triangle Ctreal$ es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y $\triangle Ctreal$ es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para $\triangle TLe3$ es 161.11 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y $\triangle TLe3$ es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y $\triangle TLe3$ es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para $\triangle TFFEU$ es 339.75 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y $\triangle TFFEU$ es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y $\triangle TFFEU$ es estacionaria.

4.2.5. Tipo de Cambio

En el cuadro 4.5 están las estadísticas básicas del tipo de cambio (peso-dólar) fix, real e interbancario de compra y venta en logaritmos y sus primeras diferencias, también los resultados de las pruebas de normalidad y raíz unitaria correspondientes a cada serie.

Estadísticas básicas y pruebas de raíz unitaria del Tipo de Cambio									
	LnTcf	Δ LnTcf	LnTer	Δ LnTer	LnTBe	Δ LnTBe	LnTBv	Δ LnTBv	
Media	2.31	0.00	1.84	0.00	2.31	0.00	2.31	0.00	
Mediana	2.35	0.00	1.81	0.00	2.34	0.00	2.34	0.00	
Máximo	2.70	0.18	2.29	0.15	2.71	0.16	2.71	0.17	
Mínimo	1.74	-0.16	1.66	-0.14	1.70	-0.07	1.72	-0.07	
Desv.Est.	0.19	0.03	0.11	0.03	0.20	0.03	0.19	0.03	
Sesgo	-0.63	0.96	1.27	0.73	-0.67	1.80	-0.60	1.98	
Kurtosis	3.29	11.24	4.69	10.31	3.44	9.43	3.25	10.71	
Jarque Bera	14.24	604.83	78.34	467.11	16.91	459.61	12.96	634.64	
P-Value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
ADF	a)	[-2.44] (0.12)	[-15.00] (0.00)	[-3.29] (0.01)	[-12.24] (0.00)	[-2.68] (0.07)	[-13.18] (0.00)	[-2.60] (0.09)	[-13.29] (0.00)
	b)	[-3.89] (0.01)	[-15.01] (0.00)	[-2.92] (0.015)	[-11.75] (0.00)	[-4.01] (0.00)	[-13.20] (0.00)	[-3.19] (0.08)	[-13.24] (0.00)
	c)	[1.69] (0.97)	[-14.77] (0.00)	[-0.80] (0.36)	[-12.25] (0.00)	[-1.80] (0.98)	[-12.97] (0.00)	[-1.78] (0.98)	[-13.18] (0.00)
PP	a)	[-2.45] (0.12)	[-14.99] (0.00)	[-3.17] (0.02)	[-12.24] (0.00)	[-2.66] (0.08)	[-13.15] (0.00)	[-2.59] (0.09)	[-13.29] (0.00)
	b)	[-3.94] (0.01)	[-15.02] (0.00)	[-2.73] (0.22)	[-12.30] (0.00)	[-4.12] (0.00)	[-13.18] (0.00)	[-4.20] (0.00)	[-13.24] (0.00)
	c)	[1.76] (0.98)	[-14.76] (0.00)	[-0.87] (0.33)	[-12.25] (0.00)	[-1.73] (0.97)	[-12.97] (0.00)	[1.67] (0.97)	[-13.18] (0.00)
Nota: a)Con intercepto [-2.89] b)Con intercepto y tendencia [-3.46] c)Sin nada [-1.94]									

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.5: Pruebas de raíz unitaria del factor: Tipo de Cambio

- ▷ El valor de JB para LnTcf es 14.24 con un p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a) y c) tienen un estadístico t calculado \leq a los t_α críticos y cada p-value $\geq \alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y LnTcf no es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a) y c) tienen un estadístico t calculado \leq a los t_α críticos y cada p-value $\geq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y LnTcf no es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para ΔLnTcf es 604.83 con un p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \geq a los t_α críticos y cada p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnTcf es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \geq a los t_α críticos y cada p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnTcf es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para ΔLnTcr es 467.11 con un p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \geq a los t_α críticos y cada p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnTcr es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \geq a los t_α críticos y cada p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnTcr es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para ΔLnTBc es 459.61 con un p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \geq a los t_α críticos y cada p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnTBc es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \geq a los t_α críticos y cada p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnTBc es estacionaria.

- ▷ El valor de JB para ΔLnTBv es 634.64 con un p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \geq a los t_α críticos y cada p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnTBv es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \geq a los t_α críticos y cada p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnTBv es estacionaria.

4.2.6. Índice de Precios y Cotizaciones

En el cuadro 4.6 están las estadísticas básicas de Índice de Precios y Cotizaciones en logaritmos y sus primeras diferencias, también los resultados de las pruebas de normalidad y raíz unitaria correspondientes a cada serie.

Estadísticas básicas y pruebas de raíz unitaria del Índice de Precios y Cotizaciones					
		LnIPC		Δ LnIPC	
Media		9.20		0.01	
Mediana		8.91		0.02	
Máximo		10.55		0.17	
Mínimo		7.34		-0.34	
Desv. Est.		0.88		0.07	
Sesgo		0.04		-1.05	
Kurtosis		1.72		6.32	
Jarque Bera		13.83		130.8452	
P-Value		0.00		0.00	
ADF	a)	[-0.98]	[-2.88]	[-15.79]	[-2.88]
		(0.75)		(0.00)	
	b)	[-2.52]	[-3.44]	[-15.81]	[-3.44]
		(0.31)		(0.00)	
	c)	[-2.59]	[-1.94]	[-15.10]	[-1.94]
		(0.99)		(0.00)	
PP	a)	[-0.97]	[-2.88]	[-15.68]	[-2.88]
		(0.76)		(0.00)	
	b)	[-2.57]	[-3.44]	[-15.71]	[-3.44]
		(0.29)		(0.00)	
	c)	[2.74]	[-1.94]	[-15.04]	[-1.94]
		(0.99)		(0.00)	
Nota: a) Con intercepto [-2.89] b) Con intercepto y tendencia [-3.46] c) Sin nada [-1.94]					

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.6: Pruebas de raíz unitaria del Índice de Precios y Cotizaciones

- ▷ El valor de JB para LnIPC es 13.83 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleleft a los t_α críticos y cada p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y LnIPC es no estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleleft a los t_α críticos y cada p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y LnIPC es no estacionaria.

- ▷ El valor de JB para ΔLnIPC es 6130.84 con un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y no tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado ▷ a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnIPC es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado ▷ a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y ΔLnIPC es estacionaria.

4.3. Análisis de Correlación

En cumplimiento con el objetivo de realizar un análisis de correlaciones para conocer la fuerza y dirección de las relaciones lineales entre los factores macroeconómicos y del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011, es aplicado un análisis de correlación.

El análisis de correlación es una técnica estadística que mide la fuerza y dirección de una relación lineal entre dos variables, este estudio es un previo requisito para aplicar técnicas de análisis más rigurosas.

Por lo tanto, se efectuó un análisis de correlación que incluye la aplicación del coeficiente ρ de Pearson entre cada variable que compone a los factores macroeconómicos y la BMV.

Por otra parte, para conocer la significancia estadística de cada coeficiente ρ , se aplicaron pruebas de hipótesis que postulan como $H_0 : \rho = 0$ y para rechazar o aceptar la H_0 se calcula un estadístico t que se contrasta con un $t_{\frac{\alpha}{2}}(n - 2)$ de tablas al 95% de nivel de confianza y siempre que tenga un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, se rechaza H_0 y por lo tanto, ρ es estadísticamente significativo.

Por ultimo, se aplicó un coeficiente de determinación para conocer el porcentaje en que varía el IPC con respecto a cada variable exógena.

4.3.1. La Oferta Monetaria y la BMV

Para conocer la fuerza y dirección de la relación lineal entre la Oferta Monetaria y la Bolsa Mexicana de Valores es aplicado un estudio de correlación entre cada

variable exógena (M1, M2, M3 y M4) y la endógena (IPC), todas en sus primeras diferencias logarítmicas.

En el cuadro 4.7 están los resultados del análisis de correlación en primeras diferencias logarítmicas entre los Agregados Monetarios (M1, M2, M3, M4) y el Índice de Precios y Cotizaciones.

Resultados de la correlación entre el factor oferta monetaria y el IPC				
	ΔLnM1	ΔLnM2	ΔLnM3	ΔLnM4
ΔLnIPC	0.0743	0.1203	0.1490	0.1135
T-Student	[1.03]	[1.68]	[2.09]	[1.58]
P-Value	(0.30)	(0.09)	(0.03)	(0.11)
R^2	0.55 %	1.45 %	2.22 %	1.29 %

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.7: Matriz de correlación entre la OM y la BMV

El coeficiente ρ entre ΔLnM1 y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva pero no significativa con un estadístico t calculado $\leq \pm 1.96$ y un p-value $\geq \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 0.55 %.

El coeficiente ρ entre ΔLnM2 y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva pero no significativa con un estadístico t calculado $\leq \pm 1.96$ y un p-value $\geq \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 1.45 %.

El coeficiente ρ entre ΔLnM3 y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva y significativa con un estadístico t calculado $\geq \pm 1.96$ y un p-value $\leq \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 2.22 %.

El coeficiente ρ entre ΔLnM4 y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva pero no significativa con un estadístico t calculado $\leq \pm 1.96$ y un p-value $\geq \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 1.29 %.

4.3.2. La Actividad Económica y la BMV

Para conocer la fuerza y dirección de la relación lineal entre la Actividad Económica y la Bolsa Mexicana de Valores es aplicado un estudio de correlación entre cada variable exógena (IPI y VIPI) y la endógena (IPC), todas en sus primeras diferencias logarítmicas.

En el cuadro 4.8 están los resultado del análisis de correlación entre el Índice de la Producción Industrial y su variación porcentual anual en primeras diferencias con el Índice de Precios y Cotizaciones en primera diferencia logarítmica.

Resultados de la correlación entre el factor actividad económica y el IPC		
	ΔLnIPI	ΔVIPI
ΔLnIPC	0.1757	-0.0148
T-Student	[2.47]	[-0.20]
P-Value	(0.01)	(0.83)
R^2	3.09 %	0.02 %

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.8: Matriz de correlación entre la AE y la BMV

El coeficiente ρ entre ΔLnIPI y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva y significativa con un estadístico t calculado $\triangleright \pm 1.96$ y un p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 3.09 %.

El coeficiente ρ entre ΔVIPI y el ΔLnIPC indica una correlación débil, negativa pero no significativa con un estadístico t calculado $\triangleleft \pm 1.96$ y un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 0.02 %.

4.3.3. La Inflación y la BMV

Para conocer la fuerza y dirección de la relación lineal entre la Inflación y la Bolsa Mexicana de Valores es aplicado un estudio de correlación entre cada variable exógena (Infva, Infv, Subva y Subvm) y la endógena (IPC), todas en sus primeras diferencias logarítmicas.

En el cuadro 4.9 están los resultado del análisis de correlación entre la Inflación general y subyacente en su variación porcentual anual y mensual en sus primeras diferencias con el Índice de Precios y Cotizaciones en primera diferencia logarítmica.

Resultados de la correlación entre el factor inflación y el IPC				
	ΔInfva	ΔInfvm	ΔSubva	ΔSubvm
ΔLnIPC	0.0045	0.0227	-0.0076	-0.0420
T-Student	[0.06]	[0.31]	[-0.10]	[-0.58]
P-Value	(0.95)	(0.75)	(0.91)	(0.55)
R^2	0.00 %	0.05 %	0.01 %	0.18 %

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.9: Matriz de correlación entre la Inf y la BMV

El coeficiente ρ entre ΔInfva y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva pero no significativa con un estadístico t calculado $\triangleleft \pm 1.96$ y un p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 0.00 %.

El coeficiente ρ entre ΔInfvm y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva pero no significativa con un estadístico t calculado $\simeq \pm 1.96$ y un p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 0.05% .

El coeficiente ρ entre ΔSubva y el ΔLnIPC indica una correlación débil, negativa pero no significativa con un estadístico t calculado $\simeq \pm 1.96$ y un p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 0.01% .

El coeficiente ρ entre ΔSubvm y el ΔLnIPC indica una correlación débil, negativa pero no significativa con un estadístico t calculado $\simeq \pm 1.96$ y un p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 0.18% .

4.3.4. La Tasa de Interés y la BMV

Para conocer la fuerza y dirección de la relación lineal entre la Tasa de Interés y la Bolsa Mexicana de Valores es aplicado un estudio de correlación entre cada variable exógena (Cete28, Ctreal, TLe3 y TFFEU) y la endógena (IPC), todas en sus primeras diferencias logarítmicas.

En el cuadro 4.10 están los resultados del análisis de correlación entre las Tasas de Interés (Cete28, Ctreal, TLe3 y TFFEU) en primeras diferencias con el IPC en primera diferencia logarítmica.

Resultados de la correlación entre el factor tasa de interés y el IPC				
	Δ Cete28	Δ Ctreal	Δ TLE3	Δ TFFEU
ΔLnIPC	0.0291	-0.0077	-0.0010	0.0051
T-Student	[0.40]	[-0.10]	[-0.01]	[0.0702]
P-Value	(0.68)	(0.91)	(0.98)	(0.94)
R^2	0.08 %	0.01 %	0.00 %	0.00 %

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.10: Matriz de correlación entre la Ti y la BMV

El coeficiente ρ entre ΔCete28 y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva pero no significativa con un estadístico t calculado $\simeq \pm 1.96$ y un p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 0.08% .

El coeficiente ρ entre ΔCtreal y el ΔLnIPC indica una correlación débil, negativa pero no significativa con un estadístico t calculado $\simeq \pm 1.96$ y un p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 0.01% .

El coeficiente ρ entre ΔTLe3 y el ΔLnIPC indica una correlación débil, negativa pero no significativa con un estadístico t calculado $\simeq \pm 1.96$ y un p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 0.00% .

El coeficiente ρ entre $\Delta TFFEU$ y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva pero no significativa con un estadístico t calculado $\triangleleft \pm 1.96$ y un p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 0.00%.

4.3.5. El Tipo de Cambio y la BMV

Para conocer la fuerza y dirección de la relación lineal entre el Tipo de Cambio y la Bolsa Mexicana de Valores es aplicado un estudio de correlación entre cada variable exógena (Tcf, Tcr, Tbc y TBv) y la endógena (IPC), todas en sus primeras diferencias logarítmicas.

En el cuadro 4.11 están los resultado del análisis de correlación en primeras diferencias logarítmicas entre el Tipo de Cambio (Tcf, Tcr, Tbc y TBv) con el Índice de Precios y Cotizaciones.

Resultados de la correlación entre el factor tipo de cambio y el IPC				
	ΔLnTcf	ΔLnTcr	ΔLnTbc	ΔLnTBv
ΔLnIPC	-0.2994	-0.1349	-0.3257	-0.4842
T-Student	[-4.35]	[-1.89]	[-4.78]	[-7.68]
P-Value	(0.00)	(0.06)	(0.00)	(0.00)
R^2	8.96%	1.82%	10.60%	23.44%

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.11: Matriz de correlación entre el Tipo de Cambio y la BMV

El coeficiente ρ entre ΔLnTcf y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva y significativa con un estadístico t calculado $\triangleright \pm 1.96$ y un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 8.96%.

El coeficiente ρ entre ΔLnTcr y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva pero no significativa con un estadístico t calculado $\triangleleft \pm 1.96$ y un p-value $\triangleright \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 1.82%.

El coeficiente ρ entre ΔLnTbc y el ΔLnIPC indica una correlación débil, positiva y significativa con un estadístico t calculado $\triangleright \pm 1.96$ y un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 10.60%.

El coeficiente ρ entre ΔLnTBv y el ΔLnIPC indica una correlación moderada, positiva y significativa con un estadístico t calculado $\triangleright \pm 1.96$ y un p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, y las variaciones del ΔLnIPC son explicadas en 23.44%.

4.4. Análisis de regresión múltiple

Es realizado un análisis de regresión múltiple para cumplir con el objetivo de plantear un modelo de regresión lineal múltiple que explique los movimientos del Índice de Precios y Cotizaciones de la BMV de Enero de 1995 a Diciembre del 2011 en función de un conjunto de variables macroeconómicas que sean significativas para el periodo de estudio.

4.4.1. Especificación del modelo de regresión múltiple

Para especificar al modelo correcto son realizados los siguientes pasos:

- ▷ Primero.- Es generado un modelo en función de todas las variables macroeconómicas consideradas en cada factor.
- ▷ Segundo.- Son aplicadas pruebas de variables redundantes para detectar si se han incluido variables que no son relevantes y sobre ajustan al modelo.
- ▷ Tercero.- Las variables que tuvieron como resultado el rechazo de H_0 son utilizadas para generar diferentes modelos y elegir al que tenga mejor ajuste a través de los criterios de Akaike y Schwartz.
- ▷ Cuarto.- Al modelo con mejor ajuste son aplicadas pruebas de variables omitidas para detectar si se omitió la inclusión de alguna variable relevante que sub-ajusta al modelo que explica los movimientos del IPC.
- ▷ Quinto.- Por último, al modelo correcto son aplicadas las pruebas correspondientes para contrastar los supuestos de MCRL y a su vez realizadas las correcciones necesarias para su validación.

4.4.1.1. Prueba de variables redundantes

En el Cuadro 4.12 están los resultados de la prueba de variables redundantes aplicadas a un modelo de regresión múltiple que considero al IPC como variable endógena y como exógenas a cada una de las variables que componen a los factores macroeconómicos: Agregados Monetarios, Actividad Económica, Inflación, Tasa de Interés y Tipo de Cambio.

Esto con la finalidad de especificar un modelo que cumpla con parsimonia, coeficientes estadísticamente significativos individual y conjuntamente, al igual valide los supuestos de MCRL.

Tabla de resultado de la prueba de variables redundantes

	F-Statistic	P-Value	Loglikelihood ratio	P-Value
ΔLnTBc	[0.2454]	(0.6209)	[0.2705]	(0.6029)
ΔTFFEU	[0.6495]	(0.4214)	[0.7109]	(0.3991)
ΔLFE3	[0.6098]	(0.4358)	[0.6645]	(0.4149)
ΔVIPI	[0.8682]	(0.3526)	[0.9403]	(0.3321)
ΔLnM2	[0.9082]	(0.3418)	[0.9783]	(0.3226)
ΔLnTef	[1.1813]	(0.2784)	[1.2649]	(0.2607)
ΔCete28	[0.9262]	(0.3370)	[0.9872]	(0.3204)
ΔLnM1	[1.4498]	(0.2300)	[1.5351]	(0.2153)
ΔSubVa	[0.7768]	(0.3792)	[0.6196]	(0.3652)
ΔCtreal	[1.4719]	(0.2265)	[1.5423]	(0.2142)
ΔInfVm	[0.1412]	(0.7075)	[0.1476]	(0.7007)
ΔSubVm	[1.8620]	(0.1739)	[1.9292]	(0.1648)
ΔLnM4	[2.8444]	(0.0932)	[2.9248]	(0.0872)
ΔInfVa	[2.7444]	(0.0991)	[2.8085]	(0.0937)
ΔLnTcr	[9.6955]	(0.0021)	[9.7046]	(0.0018)
ΔLnTBv	[72.3620]	(0.0000)	[63.2334]	(0.0000)
ΔLnM3	[5.6863]	(0.0183)	[5.7178]	(0.0167)
ΔLnIPI	[6.2287]	(0.0130)	[6.3324]	(0.0118)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.12: Prueba de variables redundantes

El ΔLnTcr tiene un p-value $< \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y la variable no es redundante y por lo tanto, debe ser incluida en el modelo.

El ΔLnTBv tiene un p-value $< \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y la variable no es redundante y por lo tanto, debe ser incluida en el modelo.

El ΔLnM3 tiene un p-value $< \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y la variable no es redundante y por lo tanto, debe ser incluida en el modelo.

El ΔIPI tiene un p-value $< \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y la variable no es redundante y por lo tanto, debe ser incluida en el modelo.

4.4.1.2. Prueba de variables omitidas

En el Cuadro 4.13 están los resultados de la prueba de variables omitidas que contribuye a especificar un modelo de regresión múltiple que explique los movimientos de la Bolsa Mexicana de Valores en función de un conjunto de variables macroeconómicas.

Tabla de resultados de la prueba de variables omitidas				
	F-Statistic	P-Value	Loglikelihood ratio	P-Value
ΔLnM1	[0.3934]	(0.5312)	[0.4049]	(0.5245)
ΔLnM2	[0.1412]	(0.7074)	[0.1454]	(0.7028)
ΔLnM4	[0.2631]	(0.6085)	[0.2709]	(0.6026)
ΔLnIPI	[2.5368]	(0.1128)	[2.5974]	(0.1070)
ΔVIPI	[0.6615]	(0.4170)	[0.6805]	(0.4094)
ΔInfVa	[0.1149]	(0.7348)	[0.1184]	(0.7307)
ΔInfVm	[0.5484]	(0.4598)	[0.5643]	(0.4525)
ΔSubVa	[0.1306]	(0.7181)	[0.1345]	(0.7137)
ΔSubVm	[0.0201]	(0.8872)	[0.0207]	(0.8853)
ΔCete28	[2.1784]	(0.1415)	[2.2325]	(0.1351)
ΔCtreal	[0.0043]	(0.9476)	[0.0044]	(0.9468)
ΔLFPE3	[0.8181]	(0.3668)	[0.8413]	(0.3590)
ΔTFFEU	[0.0073]	(0.9312)	[0.0075]	(0.9306)
ΔTcf	[6.4297]	(0.0119)	[6.5197]	(0.0106)
ΔTcreal	[6.7550]	(0.0173)	[5.8453]	(0.0156)
ΔTBc	[5.1343]	(0.0245)	[5.2229]	(0.0222)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.13: Prueba de variables omitidas

El ΔLnTcf tiene un p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y la variable es omitida y por lo tanto, tiene poder de explicación significativa sobre el IPC.

El $\Delta \text{LnTcreal}$ tiene un p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y la variable es omitida y por lo tanto, tiene poder de explicación significativa sobre el IPC.

El ΔLnTBc tiene un p-value $\leq \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y la variable es omitida y por lo tanto, tiene poder de explicación significativa sobre el IPC.

4.4.2. Formas Funcionales

Después de aplicar las pruebas de variables redundantes y omitidas al modelo general que incluyo a todos los factores macroeconómicos utilizados en la presente investigación, son identificados las variables que afectan significativamente al IPC y por lo tanto, se plantea la siguiente forma funcional.

$$IPC = F(OM, Tc) \quad (4.1)$$

La ecuación 4.1 plantea que los movimientos del IPC están en función de los factores de OM y Tc.

Sin embargo, resultaron significativas distintas variables que componen a estos factores y por lo tanto, fue necesario elegir entre diferentes modelos de regresión, al que cumpliera con un mejor ajuste en su R^2 y que también, presentara los menores valores en sus criterios de AIC y SIC.

Por lo tanto, es formulado en la ecuación 4.2 el modelo econométrico con variables en primeras diferencias logarítmicas, la transformación en logaritmos es utilizada para homogenizar la escala entre las variables y la aplicación de sus primeras diferencias las convierte en estacionarias.

$$\Delta LnIPC = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta LnM3 - \hat{\beta}_2 \Delta LnTBv + Nov.95 - Ago.98 + \varepsilon \quad (4.2)$$

Donde:

$\Delta LnIPC$ = La primera diferencia logarítmica del IPC

$\hat{\beta}_0$ = Constante de la regresión

$\Delta LnM3$ = La primera diferencia logarítmica del M3

$\hat{\beta}_1$ = Coeficiente beta de la variable $\Delta LnM3$

$\Delta LnTBv$ = La primera diferencia logarítmica del TBv

$\hat{\beta}_2$ = Coeficiente beta de la variable $\Delta LnTBv$

$Nov.95$ = Variable dummy¹ para Noviembre de 1995

$Ago.98$ = Variable dummy para Agosto de 1998.

ε = Errores de la regresión

4.4.3. Modelo de regresión múltiple

En el Cuadro 4.14 están los resultados del análisis de regresión múltiple que plantea a $\Delta LnIPC = F(\Delta LnM3, \Delta LnTBv, Nov.95, Ago.98)$ para un periodo de Enero de 1995 a Diciembre de 2011, utilizando el método de MCO se estimaron los coeficientes de la regresión.

¹Variable dummy es una variable dicotómica creada para corregir alguna observación atípica en los residuales de la regresión, la variable está compuesta por observaciones con valores de 0 y solamente toma el valor de 1 en la observación atípica.

Tabla de resultado del análisis de regresión múltiple				
Variable dependiente:		ΔLnIPC		
Método:		Mínimos cuadrados ordinarios		
Periodo de la muestra:		Enero 1995 - Diciembre 2011		
Variable	Coefficiente	Error estandar	T-Statistic	P-Value
c	0.0093	0.0062	[1.4928]	(0.1371)
ΔLnM3	0.7646	0.3540	[2.1599]	(0.0320)
ΔLnTBv	-1.1874	0.1410	[-8.4180]	(0.0000)
Nov.95	0.2765	0.0630	[4.3845]	(0.0000)
Ago.98	-0.2308	0.0619	[-3.7254]	(0.0003)
R^2	0.3725	Loglikelihood	286.36	
\bar{R}^2	0.3598	F-statistic	[29.38]	
Durbin-Watson	2.0856	P-Value	(0.0000)	

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.14: Análisis de regresión múltiple

El coeficiente estimado de la constante tiene un estadístico t calculado \triangleleft a ± 1.96 con 95 % de confianza y un p-value \triangleright a $\alpha : 5 \%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y no es estadísticamente significativo.

El coeficiente estimado de ΔLnM3 tiene un estadístico t calculado \triangleright a ± 1.96 con 95 % de confianza y un p-value \triangleleft a $\alpha : 5 \%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y es estadísticamente significativo.

El coeficiente estimado de ΔLnTBv tiene un estadístico t calculado \triangleright a ± 1.96 con 95 % de confianza y un p-value \triangleleft a $\alpha : 5 \%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y es estadísticamente significativo

El coeficiente estimado de Nov.95 tiene un estadístico t calculado \triangleright a ± 1.96 con 95 % de confianza y un p-value \triangleleft a $\alpha : 5 \%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y es estadísticamente significativo

El coeficiente estimado de Ago.98 tiene un estadístico t calculado \triangleright a ± 1.96 con 95 % de confianza y un p-value \triangleleft a $\alpha : 5 \%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y es estadísticamente significativo

El valor del estadístico F calculado \triangleright al F_{α} crítico con 95 % de confianza y un p-value \triangleleft a $\alpha : 5 \%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y los coeficientes de la regresión en conjunto son estadísticamente significativos.

El valor de $R^2 = 37.25 \%$ y $\bar{R}^2 = 35.98 \%$ significan el porcentaje de ajuste del modelo, también, el porcentaje en que las variables exógenas en conjunto explican a los movimientos del ΔLnIPC .

Al tener los coeficientes estadísticamente significativos y un $R^2 = 0.3725$, se observa que no se presentan síntomas de Multicolinealidad, por lo que, las variables exógenas no están altamente correlacionadas, recordando, que la Multicolinealidad es un problema de grado más no de existencia.

También, se observa un estadístico Durbin-Watson con valor 2.08, por lo que, no se rechaza H_0 y no existen problemas de autocorrelación de primer orden.

4.4.4. Validación de los supuestos de los mínimos cuadrados ordinarios

Una vez especificado el modelo es necesario validar los supuestos de los MCO para que los estimadores $\hat{\beta}_1 \dots \hat{\beta}_k$ y $\hat{\sigma}^2$ sean eficientes, lineales, consistentes e insesgados, es decir, MELI y pueda hacerse una estimación confiable de \hat{Y}_t .

Es por ello, que se estudia al comportamiento de ε_i y validar los supuestos de Normalidad, Homoscedasticidad y No autocorrelación.

4.4.4.1. Normalidad

En la Figura 4.6 están de manera gráfica la distribución de los residuales sus estadísticas básicas y el contraste Jarque Bera para comprobar la presencia de un comportamiento normal en su distribución.

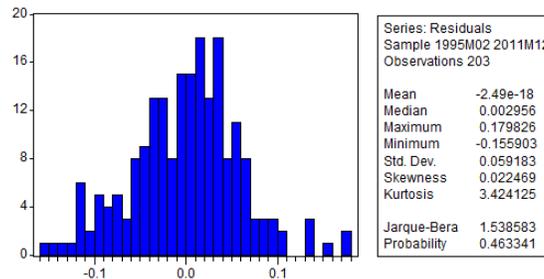


Figura 4.6: Prueba Jarque-Bera para Normalidad

El valor del estadístico JB es $<$ al valor crítico de χ^2_{α} con 95 % de confianza y un p-valor $>$ $\alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y los residuos están normalmente distribuidos.

4.4.4.2. No autocorrelación

En el Cuadro 4.15 están los resultados de la prueba Breusch-Godfrey para comprobar que los residuales no presentan auto correlación en 1, 2, 3 . . . 12 rezagos.

Tabla de resultados de No Autocorrelación				
Número de rezago	F-Statistic	P-Value	Obs*R-squared	P-Value
1	[0.4742]	(0.4918)	[0.4875]	(0.4850)
2	[0.4419]	(0.6433)	[0.9114]	(0.6339)
3	[0.2934]	(0.8300)	[0.9124]	(0.8224)
4	[0.2262]	(0.9234)	[0.9426]	(0.9183)
5	[0.4383]	(0.8213)	[2.2796]	(0.8092)
6	[0.3835]	(0.8889)	[2.4045]	(0.8789)
7	[1.1932]	(0.3084)	[8.5054]	(0.2901)
8	[1.0396]	(0.4077)	[8.5139]	(0.3849)
9	[0.9436]	(0.4885)	[8.7296]	(0.4625)
10	[0.8645]	(0.5674)	[8.9253]	(0.5392)
11	[1.0289]	(0.4224)	[11.5860]	(0.3955)
12	[0.9382]	(0.5100)	[11.5865]	(0.4794)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.15: Prueba Breusch-Godfrey para No Autocorrelación

La prueba Breusch-Godfrey tiene valores de F calculado \triangleleft a los F_{α} críticos con 95% de confianza y p-value \triangleright al $\alpha : 5\%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y no existe Autocorrelación en el comportamiento de los residuos con 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11 y 12 rezagos.

4.4.4.3. Homoscedasticidad

En el Cuadro 4.16 están los resultados de la prueba White para términos cruzados y no cruzados que tiene la finalidad de comprobar que los residuales no presentan una varianza Heteroscedastica.

Tabla de resultados de Homoscedasticidad				
	F-Statistic	P-Value	Obs* R-Squared	P-Value
White con términos no cruzados	[1.0510]	(0.3936)	[6.3277]	(6.3874)
White con términos cruzados	[0.9450]	(0.4729)	[6.6608]	(0.4650)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.16: Prueba White para Homoscedasticidad

La prueba White con términos no cruzados tiene un estadístico F calculado \triangleleft al F_{α} crítico con 95 % de confianza y un p-value \triangleright al $\alpha : 5 \%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y existe Homoscedasticidad en el comportamiento de la varianza de los residuos.

La prueba White con términos cruzados tiene un estadístico F calculado \triangleleft al F_{α} crítico con 95 % de confianza y un p-value \triangleright al $\alpha : 5 \%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y existe Homoscedasticidad en el comportamiento de la varianza de los residuos.

4.4.4.4. Comportamiento estacionario en los residuales

En el Cuadro 4.17 están los resultados de las prueba de DFA y PP que tienen la finalidad de comprobar que los residuales son estacionarios con media 0 y tendencia constante.

Tabla de resultados de estacionariedad en los residuales			
Media		0.0000	
Mediana		0.00290	
Máximo		0.1798	
Mínimo		-0.1559	
Desv. Est.		0.0591	
Sesgo		0.0224	
Kurtosis		3.4241	
Jarque-Bera		1.5385	
P-Value		0.4633	
ADF	a)	[-14.9441]	[-2.8756]
		(0.0000)	
	b)	[-14.9248]	[-3.4322]
		(0.0000)	
	c)	[-14.9810]	[-1.9424]
		(0.0000)	
PP	a)	[-14.9380]	[-2.8756]
		(0.0000)	
	b)	[-14.9294]	[-3.4322]
		(0.0000)	
	c)	[-14.9746]	[-1.9424]
		(0.0000)	

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.17: Prueba de raíz unitaria de los residuales

El valor de JB para los residuales es 1.5385 con un p-value $\triangleright \alpha : 5 \%$, por lo tanto, no se rechaza H_0 y tiene un comportamiento normal.

Los resultados de DFA para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y la variable residuos es estacionaria.

También, los resultados de PP para los incisos a), b) y c) tienen un estadístico t calculado \triangleright a los t_α críticos y cada p-value $\triangleleft \alpha : 5\%$, por lo tanto, se rechaza H_0 y la variable residuos es estacionaria.

4.5. Análisis de Causalidad

En cumplimiento con el objetivo de elaborar un estudio de causalidad entre cada variable macroeconómica y el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011 para conocer la existencia de alguna relación causal significativa entre las variables, es aplicado un análisis de causalidad.

4.5.1. La Oferta Monetaria y la BMV

En el Cuadro 4.18 están los resultados del estudio de casualidad en primeras diferencias logarítmicas entre los Agregados Monetarios (M1, M2, M3 y M4) y el Índice de Precios y Cotizaciones.

Resultados de causalidad entre el factor oferta monetaria y el IPC						
Número de rezagos	1		2		3	
Hipótesis Nula	F-sta	P-Value	F-sta	P-Value	F-sta	P-Value
IPC No causa en sentido Granger al M1	[0.78]	(0.37)	[0.17]	(0.84)	[0.44]	(0.72)
M1 No causa en sentido Granger al IPC	[0.12]	(0.73)	[0.47]	(0.62)	[0.39]	(0.75)
IPC No causa en sentido Granger al M2	[0.05]	(0.81)	[1.67]	(0.19)	[1.50]	(0.21)
M1 No causa en sentido Granger al IPC	[0.01]	(0.93)	[0.17]	(0.84)	[0.61]	(0.61)
IPC No causa en sentido Granger al M3	[0.01]	(0.91)	[0.36]	(0.70)	[0.97]	(0.40)
M1 No causa en sentido Granger al IPC	[0.62]	(0.43)	[0.78]	(0.46)	[0.92]	(0.43)
IPC No causa en sentido Granger al M4	[0.03]	(0.85)	[0.09]	(0.91)	[0.96]	(0.41)
M1 No causa en sentido Granger al IPC	[0.68]	(0.77)	[0.60]	(0.55)	[0.57]	(0.63)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.18: Relaciones de causalidad entre la OM y la BMV

La prueba de causalidad entre la ΔLnM1 y el ΔLnIPC revela que no existe ninguna relación causal para ambas ecuaciones con 1, 2 y 3 rezagos, al tener

valores F calculados \triangleleft a los valores F críticos con 95 de confianza y p-value \triangleright al $\alpha : 5\%$, por lo que, no se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la ΔLnM2 y el ΔLnIPC revela que no existe ninguna relación causal para ambas ecuaciones con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleleft a los valores F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleright al $\alpha : 5\%$, por lo que, no se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la ΔLnM3 y el ΔLnIPC revela que no existe ninguna relación causal para ambas ecuaciones con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleleft a los valores F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleright al $\alpha : 5\%$, por lo que, no se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la ΔLnM4 y el ΔLnIPC revela que no existe ninguna relación causal para ambas ecuaciones con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleleft a los valores F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleright al $\alpha : 5\%$, por lo que, no se rechaza H_0 .

4.5.2. La Actividad Económica y la BMV

En el Cuadro 4.19 están los resultados del estudio de casualidad entre los Actividad Económica (IPI y VIPI) en primeras diferencias y el Índice de Precios y Cotizaciones en primeras diferencias logarítmicas.

Resultados de causalidad entre el factor actividad económica y el IPC						
Rezagos	1		2		3	
Hipótesis Nula	F-sta	P-Value	F-sta	P-Value	F-sta	P-Value
IPC No causa en sentido Granger al LnIPI	[4.95]	(0.02)	[2.06]	(0.13)	[2.63]	(0.05)
LnIPI No causa en sentido Granger al IPC	[0.07]	(0.79)	[0.53]	(0.58)	[0.50]	(0.68)
IPC No causa en sentido Granger al VIPI	[0.00]	(0.99)	[2.83]	(0.06)	[5.16]	(0.00)
VIPI No causa en sentido Granger al IPC	[3.99]	(0.04)	[2.75]	(0.06)	[1.61]	(0.18)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.19: Relaciones de causalidad entre la AE y la BMV

La prueba de causalidad entre la ΔLnIPI y el ΔLnIPC revela que solo existe una relación causal unidireccional del ΔLnIPC al ΔLnIPI con 1 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleright a los F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleleft al $\alpha : 5\%$, por lo que, se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la ΔVIPI y el ΔLnIPC revela que solo existe una relación causal unidireccional del ΔLnIPC al ΔVIPI con 3 rezagos, al tener un valor F calculado \triangleright al F crítico con 95 % de confianza y un p-value \triangleleft al $\alpha : 5\%$, por lo que, se rechaza H_0 .

4.5.3. La Inflación y la BMV

En el Cuadro 4.20 están los resultados del estudio de causalidad entre la Inflación (Infva, Infvm, Subva y Subvm) en primeras diferencias y el Índice de Precios y Cotizaciones en primeras diferencias logarítmicas.

Resultados de causalidad entre el factor inflación y el IPC						
Rezagos	1		2		3	
Hipótesis Nula	F-sta	P-Value	F-sta	P-Value	F-sta	P-Value
IPC No causa en sentido Granger al INFva	[2.67]	(0.10)	[1.74]	(0.17)	[0.58]	(0.62)
INFva No causa en sentido Granger al IPC	[1.78]	(0.18)	[0.51]	(0.60)	[0.47]	(0.70)
IPC No causa en sentido Granger al INFvm	[6.12]	(0.01)	[5.18]	(0.00)	[3.65]	(0.01)
INFvm No causa en sentido Granger al IPC	[0.46]	(0.49)	[0.63]	(0.53)	[0.52]	(0.66)
IPC No causa en sentido Granger al SUBva	[1.12]	(0.29)	[2.50]	(0.08)	[1.13]	(0.33)
SUBva No causa en sentido Granger al IPC	[0.88]	(0.35)	[0.59]	(0.55)	[0.45]	(0.71)
IPC No causa en sentido Granger al SUBvm	[0.64]	(0.42)	[5.97]	(0.00)	[2.64]	(0.05)
SUBvm No causa en sentido Granger al IPC	[0.47]	(0.49)	[1.12]	(0.32)	[0.89]	(0.44)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.20: Relaciones de causalidad entre la Inflación y la BMV

La prueba de causalidad entre la Δ Infva y el Δ LnIPC revela que no existe ninguna relación causal para ambas ecuaciones con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleleft a los F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleright al $\alpha : 5\%$, por lo que, no se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la Δ Infvm y el Δ LnIPC revela que solo existe una relación causal unidireccional del Δ LnIPC al Δ Infvm con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleright a los F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleleft al $\alpha : 5\%$, por lo que, se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la Δ Subva y el Δ LnIPC revela que no existe ninguna relación causal para ambas ecuaciones con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleleft a los F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleright al $\alpha : 5\%$, por lo que, no se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la Δ Subvm y el Δ LnIPC revela que solo existe una relación causal unidireccional del Δ LnIPC al Δ Subvm con 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleright a los F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleleft al $\alpha : 5\%$, por lo que, se rechaza H_0 .

4.5.4. La Tasa de Interés y la BMV

En el Cuadro 4.21 están los resultados del estudio de causalidad entre la Tasa de Interés (Cete28, Ctreal, TLe3 y TFFEU) en primeras diferencias y el Índice de Precios y Cotizaciones en primeras diferencias logarítmicas.

Resultados de causalidad entre el factor tasa de interés y el IPC						
Rezagos	1		2		3	
Hipótesis Nula	F-sta	P-Value	F-sta	P-Value	F-sta	P-Value
IPC No causa en sentido Granger al Cete28	[64.73]	(0.00)	[22.51]	(0.00)	[15.42]	(0.00)
Cete28 No causa en sentido Granger al IPC	[1.21]	(0.27)	[0.79]	(0.45)	[1.19]	(0.31)
IPC No causa en sentido Granger al Ctreal	[1.65]	(0.20)	[1.01]	(0.36)	[0.93]	(0.42)
Ctreal No causa en sentido Granger al IPC	[2.04]	(0.15)	[1.38]	(0.25)	[0.71]	(0.54)
IPC No causa en sentido Granger al Lte3	[7.89]	(0.00)	[14.53]	(0.00)	[10.27]	(0.00)
Lte3 No causa en sentido Granger al IPC	[0.78]	(0.37)	[0.61]	(0.54)	[0.78]	(0.50)
IPC No causa en sentido Granger al TfFed	[0.78]	(0.37)	[6.70]	(0.00)	[5.92]	(0.00)
TfFed No causa en sentido Granger al IPC	[1.46]	(0.22)	[0.62]	(0.53)	[0.60]	(0.61)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.21: Relaciones de causalidad entre la Tasa de Interés y la BMV

La prueba de causalidad entre la $\Delta Cete28$ y el $\Delta \ln IPC$ revela que solo existe una relación causal unidireccional del $\Delta \ln IPC$ al $\Delta Cete28$ con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleright a los F críticos con 95% de confianza y p-value \triangleleft al $\alpha : 5\%$, por lo que, se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la $\Delta Ctreal$ y el $\Delta \ln IPC$ revela que no existe ninguna relación causal para ambas ecuaciones con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleleft a los F críticos con 95% de confianza y p-value \triangleright al $\alpha : 5\%$, por lo que, no se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la $\Delta Lte3$ y el $\Delta \ln IPC$ revela que solo existe una relación causal unidireccional del $\Delta \ln IPC$ al $\Delta Lte3$ con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleright a los F críticos con 95% de confianza y p-value \triangleleft al $\alpha : 5\%$, por lo que, se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la $\Delta TfFed$ y el $\Delta \ln IPC$ revela que solo existe una relación causal unidireccional del $\Delta \ln IPC$ al $\Delta TfFed$ con 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleright a los F críticos con 95% de confianza y p-value \triangleleft al $\alpha : 5\%$, por lo que, se rechaza H_0 .

4.5.5. El Tipo de Cambio y la BMV

En el Cuadro 4.22 están los resultados del estudio de causalidad en primeras diferencias logarítmicas entre el Tipo de Cambio (Tcf, Tcr, TBC y TBv) y el Índice de Precios y Cotizaciones.

Resultados de causalidad entre el factor tipo de cambio y el IPC						
Rezagos	1		2		3	
Hipótesis Nula	F-sta	P-Value	F-sta	P-Value	F-sta	P-Value
IPC No causa en sentido Granger al TcF	[20.18]	(0.00)	[5.94]	(0.00)	[1.42]	(0.23)
TcF No causa en sentido Granger al IPC	[0.03]	(0.86)	[0.06]	(0.93)	[0.25]	(0.86)
IPC No causa en sentido Granger al Tcreal	[58.09]	(0.00)	[24.13]	(0.00)	[12.04]	(0.00)
Tcreal No causa en sentido Granger al IPC	[0.37]	(0.54)	[0.03]	(0.62)	[0.63]	(0.59)
IPC No causa en sentido Granger al TcIBc	[8.99]	(0.00)	[1.34]	(0.26)	[0.66]	(0.57)
TcIBc No causa en sentido Granger al IPC	[0.04]	(0.84)	[0.03]	(0.96)	[0.23]	(0.87)
IPC No causa en sentido Granger al TcIBv	[0.79]	(0.37)	[0.63]	(0.53)	[0.70]	(0.55)
TcIBv No causa en sentido Granger al IPC	[0.37]	(0.54)	[0.14]	(0.86)	[0.64]	(0.58)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4.22: Relaciones de causalidad entre el Tipo de Cambio y la BMV

La prueba de causalidad entre la ΔLnTcf y el ΔLnIPC revela que solo existe una relación causal unidireccional del ΔLnIPC al ΔLnTcf con 1 y 2 rezagos, al tener valores F calculados \triangleright a los F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleleft al $\alpha : 5\%$, por lo que, se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la $\Delta \text{LnTcreal}$ y el ΔLnIPC revela que solo existe una relación causal unidireccional del ΔLnIPC al $\Delta \text{LnTcreal}$ con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleright a los F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleleft al $\alpha.5\%$, por lo que, se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la ΔLnTBc y el ΔLnIPC revela que solo existe una relación causal unidireccional del ΔLnIPC al ΔLnTBc con 1 rezago, al tener un valor F calculado \triangleright al F crítico con 95 % de confianza y un p-value \triangleleft al $\alpha : 5\%$, por lo que, se rechaza H_0 .

La prueba de causalidad entre la ΔLnTBv y el ΔLnIPC revela que no existe ninguna relación causal para ambas ecuaciones con 1, 2 y 3 rezagos, al tener valores F calculados \triangleleft a los F críticos con 95 % de confianza y p-value \triangleright al $\alpha.5\%$, por lo que, no se rechaza H_0 .

Capítulo 5

INTERPRETACIÓN Y CONCLUSIONES

Este capítulo contiene la interpretación de los resultados obtenidos y la conclusión del estudio que incluye la interpretación financiera y económica de la evidencia empírica obtenida en la investigación.

5.1. Análisis de Correlación

Los resultados obtenidos en el análisis de correlación con series de tiempo estacionarias entre las variables macroeconómicas y la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011 mostraron que solamente los factores oferta monetaria, actividad económica y tipo de cambio tuvieron correlaciones estadísticamente significativas.

Estos factores a su vez están compuestos, cada uno, por un grupo de variables que fungen como proxy de su respectivo factor.

En el grupo de variables que se utilizaron como proxy de la oferta monetaria solamente el agregado monetario M3 resulto significativo.

El cual obtuvo un valor *rho* positivo y significativo de 0.1490, aunque la fuerza de la correlación con el IPC es considerada débil.

Estos resultados son consistentes con los obtenidos por BÜYÜSALVARCI (2010) y OZBAY (2009) que también encontraron una correlación positiva y significativa entre la oferta monetaria y el mercado de capitales

Por otra parte, en el grupo de variables que se utilizaron como proxy de la actividad económica solamente el índice de producción industrial resulto significativo

El cual obtuvo un valor ρ positivo y significativo de 0.1757, aunque la fuerza de la correlación con el IPC es considerada débil.

Estos resultados son consistentes con los obtenidos por: SINGH (2010), SOMOYE, ISHOLA AND OSENI (2009) y OZBAY (2009) que también encontraron una correlación positiva y significativa entre la actividad económica y el mercado de capitales.

Por ultimo, en el grupo de variables que se utilizaron como proxy del tipo de cambio solamente el tipo de cambio fix, interbancario de compra y venta resultaron significativos.

Los cuales obtuvieron un valor ρ negativo y significativo para Tcf de -0.2994 , para TBc de -0.3257 y para TBv de -0.4842 , aunque solamente el tipo de cambio interbancario de venta mostró una fuerza moderada en su correlación con el IPC, mientras los otros dos mostraron una débil correlación .

Estos resultados son consistentes con los obtenidos por: BÜYÜSALVARCI (2010), CURUTIO (2010), OZBAY (2009) y SOMOYE, ISHOLA AND OSENI (2009) que también encontraron una correlación inversa y significativa entre el tipo de cambio y el mercado de capitales.

5.2. Análisis de Regresión Múltiple

Los resultados obtenidos en el análisis de regresión múltiple con series de tiempo estacionarias entre las variables macroeconómicas y la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011 mostraron que solamente los factores oferta monetaria y tipo de cambio afectan significativamente a los movimientos del IPC.

Estos factores a su vez están compuestos, cada uno, por un grupo de variables que fungen como proxy de su respectivo factor.

5.2.1. Especificación del modelo

La ecuación 5.1 es la forma funcional del modelo de regresión múltiple que explica los efectos entre las variables macroeconómicas y el mercado de capitales de la BMV de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

$$IPC = F(OM, Tc) \quad (5.1)$$

El modelo econométrico propuesto tiene su fundamento teórico en el APT y quedo formulado como:

$$\Delta LnIPC = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta LnM3 - \hat{\beta}_2 \Delta LnTBv + Nov.95 - Ago.98 + \varepsilon \quad (5.2)$$

Donde:

$\Delta LnIPC$ = La primera diferencia logarítmica del IPC

$\hat{\beta}_0$ = Constante de la regresión

$\Delta LnM3$ = La primera diferencia logarítmica del M3

$\hat{\beta}_1$ = Coeficiente beta de la variable $\Delta LnM3$

$\Delta LnTBv$ = La primera diferencia logarítmica del TBv

$\hat{\beta}_2$ = Coeficiente beta de la variable $\Delta LnTBv$

$Nov.95$ = Variable dummy para Noviembre de 1995

$Ago.98$ = Variable dummy para Agosto de 1998.

ε = Errores de la regresión

5.2.2. Resultados de la regresión

Una vez estimado los coeficientes de la regresión a través del método de MCO y validado los supuestos de MCRL, es identificado el modelo estimado de regresión múltiple que explica los movimientos del IPC en un 37.25% en función de las variaciones del M3 y TBv.

El modelo quedo identificado en la ecuación 5.3.

$$\Delta LnIPC = (0.0093) + (0.7646) \Delta LnM3 - (1.1874) \Delta LnTBv + Nov.95 - Ago.98 + \varepsilon \quad (5.3)$$

La interpretación técnica y financiera es la siguiente:

- ▷ El coeficiente $\hat{\beta}_0$ indica los movimientos autónomos del IPC en ausencia de variaciones en las variables exógenas.

El signo positivo del coeficiente $\hat{\beta}_0$ resulto no significativo en indicar las fluctuaciones autónomas del IPC.

- ▷ El coeficiente $\hat{\beta}_1$ de la variable $\Delta LnM3$ indica la magnitud y dirección de la sensibilidad de las variaciones del agregado monetario M3 sobre los movimientos del IPC, lo que significa que ante un cambio $+/-$ del 1% en $\Delta LnM3$ afecta directamente en promedio en 0.7646% $+/-$ 0.3540% a los movimientos del $\Delta LnIPC$, siempre que lo demás permanezca constante.

El signo positivo del coeficiente $\hat{\beta}_1$ indica que la oferta monetaria tiene un efecto directo sobre el mercado de capitales tal como lo plantea la hipótesis de la presente investigación.

Sin embargo, dentro del conjunto de variables proxy de la OM solo resulto significativo el agregado monetario M3, el cual incluye a los activos financieros internos en poder de no residentes más M2, lo que significa que el efecto directo de OM es producto de flujos de capital foráneo que han entrado al país para invertir en instrumentos financieros, algunos se han canalizado al mercado de capitales, lo que provee de liquidez e incrementa la demanda acciones, situación reflejada en un IPC a la alza, siempre que lo demás permanezca constante.

Estos resultados son consistentes con los obtenidos por: HSING (2011), BÜ-YÜSALVARCI (2010), SAVASA AND SAMILOGLUB (2010), OZBAY (2009), OLUKAYODE AND AKINWANDE (2009), MEBV (2009), RJOUB, TÜRSOY AND GÜNSEL (2009), HASAN AND MUEEN (2008), GÜNSEL AND CUKUR (2007), LÓPEZ (2006) y SHARKAS (2004) que también encontraron una relación positiva entre la oferta monetaria y los mercados de capital en sus respectivos mercados y periodos de estudio.

- ▷ El coeficiente $\hat{\beta}_2$ de la variable $\Delta LnTBv$ indica la magnitud y dirección de la sensibilidad de las variaciones del Tipo de cambio interbancario de venta sobre los movimientos del IPC, lo que significa que ante un cambio $+/-$ del 1% en $\Delta LnTBv$ afecta inversamente en promedio en -1.1874% $+/-$ 0.1410% a los movimientos del $\Delta LnIPC$, siempre que lo demás permanezca constante.

El signo negativo del coeficiente $\hat{\beta}_2$ indica que el tipo de cambio tiene un efecto inverso sobre el mercado de capitales, tal como lo plantea la hipótesis de la presente investigación.

Sin embargo, dentro del conjunto de variables proxy del Tc solo resulto significativo el tipo de cambio interbancario de venta, lo que significa que en las operaciones interbancarias está reflejada la entrada de flujos de efectivo foráneos, que aprecian la moneda local e incrementan la demanda de acciones, ocasionando un IPC a la alza, siempre que lo demás permanezca constante.

Estos resultados son consistentes con los obtenidos por: DWIJAYANTI, NUGROHO and ASTUTI (2012), HSING (2011), CURUTIO (2010), BÜYÜ-SALVARCI (2010), SAVASA AND SAMILOGLUB (2010), AYDEMIR AND DEMIRHAN (2009), OZBAY (2009), MOHAMMAD ET AL. (2009), SOMOYE, ISHOLA AND OSENI (2009), OLUKAYODE AND AKINWANDE (2009), MEBV (2009), HASAN AND MUEEN (2008), ANOKYE AND TWENEBOAH (2008), GAY (2008) y CUEVAS (2002) que también encontraron una relación negativa entre el tipo de cambio y los mercados de capital en sus respectivos mercados y periodos de estudio.

- ▷ La variable dummy *Nov.95* indica que alguna información no considerada en los factores macroeconómicos tuvo un fuerte efecto positivo y pasajero en el movimiento del IPC durante Noviembre de 1995.

El signo positivo de la variable dicotómica *Nov.95* indica que afecto al mercado de manera directa.

Esta innovación puede ser resultado de las reformas en materia financiera y la entrada en vigor del TLCAN, mismos que empezaron a reflejarse a partir de que estaban satisfechos los requerimientos legales y técnicos, lo cual permitió a la BMV a partir de Noviembre de 1995 incrementar sus operaciones internacionales, ocasionando un incremento atípico del IPC en Noviembre de 1995.

- ▷ La variable dummy *Ago.98* indica que alguna información no considerada en los factores macroeconómicos tuvo un fuerte efecto negativo y pasajero en el movimiento del IPC durante Agosto de 1998.

El signo negativo de la variable dicotómica *Ago.98* indica que afecto al mercado de manera inversa.

Esta innovación puede ser resultado de la alta volatilidad que presentaron los mercados en Agosto de 1998 producto de un efecto contagio por la volatilidad en los mercados financieros internacionales producto de las crisis financieras de Rusia y Brasil, efecto que se reflejó en una caída atípica del mercado de capitales mexicano en Agosto de 1998.

- ▷ Los residuales ε indican los efectos de las variaciones de otras variables que no fueron consideradas en el modelo y que tienen un efecto $+/-$ en los movimientos del IPC.

La prueba de estacionariedad aplicada a los residuales indico que existe una relación de equilibrio entre las variables, aunque su conducta difiera en el corto, al largo plazo convergerán a un comportamiento en común.

5.3. Análisis de Causalidad

Los resultados obtenidos en el análisis de causalidad con series de tiempo estacionarias entre las variables macroeconómicas y la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011 mostraron que solamente existe causalidad unidireccional significativa del IPC a los factores actividad económica, inflación, tasa de interés y tipo de cambio.

Estos factores a su vez están compuestos, cada uno, por un grupo de variables que fungen como proxi de su respectivo factor.

En el grupo de variables que se utilizaron como proxi de la oferta monetaria no se encontró ninguna relación de causalidad significativa con el mercado de capitales.

En cambio, el grupo de variables que se utilizaron como proxi de la actividad económica solamente el IPI y el VIPI resultaron significativos.

La causalidad unidireccional encontrada es del IPC a la actividad económica, resultado consistente con lo obtenido por RODRIGUEZ (2010) que también encontró la misma dirección de causalidad, en cambio SINGH (2010) y OBREJA et al. (2008) reportaron causalidades bidireccionales entre el mercado de capitales y la actividad económica.

Por su lado, en el grupo de variables que se utilizaron como proxi de la inflación solamente la Infvm y Subvm resultaron significativas.

La causalidad unidireccional encontrada es del IPC a la inflación, resultado consistente con lo obtenido por SINGH (2010) que también encontró la misma dirección de causalidad, en cambio OZBAY (2009) reporto una causalidad bidireccional entre el mercado de capitales y la inflación.

Por otro lado, en el grupo de variables que se utilizaron como proxi de la tasa de interés solamente el Cete28, TLe3 y TFFEU resultaron significativos.

La causalidad unidireccional encontrada es del IPC a la tasa de interés, no es un resultado del todo consistente con lo obtenido por OZBAY (2009) que reporto una causalidad bidireccional entre el mercado de capitales y la tasa de interés.

Por último, en el grupo de variables que se utilizaron como proxy del tipo de cambio solamente el Tcf, Tcreal y TBc resultaron significativos.

La causalidad unidireccional encontrada es del IPC al tipo de cambio, resultado consistente con lo obtenido por MARTINEZ and CASTRO (2010) que también encontró la misma dirección de causalidad, en cambio AYDEMIR and DEMIRHAN (2009) y OZBAY (2009) reportaron causalidades bidireccionales entre el mercado de capitales y el tipo de cambio.

5.4. Conclusiones Generales

La conclusión de la evidencia empírica del estudio las relaciones entre los factores macroeconómicos y la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre de 2011 que tuvo de fundamento teórico al APT, HME y los estudios empíricos consultados.

Concluye en la aceptación de la hipótesis nula de la presente investigación que plantea:

- ▷ H_0 : Los movimientos del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores de Enero de 1995 a Diciembre del 2011 son explicados por el comportamiento directo del Agregado Monetario M3 e inverso del Tipo de Cambio, al ser los coeficientes individualmente y conjuntamente estadísticamente significativos al 5 % de nivel de significancia y cumpliendo con los supuestos de los mínimos cuadrados ordinarios.

Para comprobar H_0 fueron realizados análisis de correlación, regresión múltiple y causalidad, mismos que tuvieron las siguientes conclusiones individuales.

Los resultados del análisis de correlación con series de tiempo estacionales entre los factores macroeconómicos y la BMV mostraron que solamente los factores: oferta monetaria, actividad económica y tipo de cambio resultaron tener una correlación significativa con la BMV.

En lo particular, las variables proxy de los factores macroeconómicos que resultaron significativos fueron el agregado monetario M3 y el índice de la producción industrial con un coeficiente de ρ positivo pero débil, en cambio el tipo de cambio fix e interbancario de compra y venta tuvieron coeficientes negativos, aunque solamente el TBv presento una correlación moderada.

Los resultados del análisis de correlación mostraron más adelante que los factores que resultarían significativos en el análisis de regresión múltiple serían los

mismos, y que el Tipo de cambio interbancario de venta que tuvo mayor coeficiente correlación con el mercado de capitales, también sería la variable que aportaría mayor participación en explicar los movimientos del IPC de Enero de 1995 a Diciembre del 2011.

Sin embargo, la variable índice de la producción industrial que resultó significativa en el modelo, provocó ruido en la validación de los supuestos del MCRL y tuvo que ser retirada.

Entonces, los resultados del análisis de regresión múltiple mostraron que solo los factores: oferta monetaria y tipo de cambio son significativos en explicar los movimientos del mercado de capitales, aunque también se encontró la presencia de dos sucesos atípicos en el comportamiento del IPC, uno en Noviembre de 1995 y otro en Agosto de 1998.

La variable proxy de la oferta monetaria que resultó significativa fue el agregado monetario M3, lo que significa que la relación directa de OM es producto de flujos de capital foráneo que han entrado al país para invertir en instrumentos financieros, mismos que son registrados en un aumento creciente de M3, parte de los flujos son canalizados al mercado de capitales proporcionando liquidez e incrementando la demanda acciones y por ende, elevando su precio.

En cambio, la variable proxy del tipo de cambio que resultó más significativa fue el tipo de cambio interbancario de venta, lo que significa que las operaciones de venta de dólares entre bancos reflejan la entrada de capitales para poder invertir en instrumentos financieros denominados en pesos.

El aumento de la oferta de dólares es reflejado en una apreciación del peso (baja el Tc), parte del capital que entra al país es canalizado al mercado de capitales lo que proporciona liquidez e incrementa la demanda de acciones y con una oferta en el corto plazo constante, los precios suben.

Las variables dicotómicas empleadas en el modelo fueron para corregir dos sucesos atípicos pero pasajeros en el comportamiento del IPC, cuya información que los provocó no son capturadas por las variables exógenas.

Por un lado, el movimiento atípico en la BMV de Noviembre de 1995 pudo ser provocado como reflejo de algunas reformas en materia financieras realizadas y la entrada en vigor del TLCAN, mismas que permitieron eliminar algunas restricciones legales y disminuir los costos de transacción, y que a partir de Noviembre de 1995 fueron aplicadas en las operaciones cotidianas de la BMV, provocando una entrada de capitales significativa que elevó al IPC.

Por otro lado, el movimiento atípico en la BMV de Agosto de 1998 pudo ser provocado como reflejo de un contagio de la alta volatilidad en los mercados financieros internacionales producto de las crisis de Rusia y Brasil, lo que repercutió en una caída del IPC.

Otro resultado, es la prueba de estacionariedad aplicada a los residuales que indico la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables.

En cambio, la no significancia de los factores macroeconómicos tales como la inflación, actividad económica y tasa de interés puede ser debido a la política monetaria instrumenta por Banxico para conseguir una estabilidad macroeconómica, que ha tenido como objetivos control de la inflación y estabilidad en las tasas de interés.

Por otra parte, los resultados del análisis de causalidad mostraron que solamente existe causalidad unidireccional significativa del IPC a los factores actividad económica, inflación, tasa de interés y tipo de cambio.

Esto significa que la información que genera la actividad bursátil afectara al comportamiento de las expectativas de la actividad económica, inflación, tasa de interés y tipo de cambio.

En cambio, la información histórica de las variables macroeconómicas no puede ser utilizada para obtener constantes beneficios superiores al promedio de la cartera representativa del mercado, por lo tanto con estos resultados se puede clasificar al mercado de capitales mexicano en una forma de eficiencia semi-fuerte.

Por último, la conclusión final del estudio es que la relación directa de M3 es producto de flujos de capital foráneo que han entrado al país para invertir en la BMV, mismos que aumentan la oferta de dólares y se reflejan en una apreciación del peso (baja el Tc), lo que proporciona liquidez al mercado de capitales e incrementa la demanda de acciones y con una oferta constante en el corto plazo, los precios de los activos se incrementan.

Bibliografía

- ABREU, BERISTAIN Martín. 2005. “Factores que influyen en el Desarrollo Nacional y la Bolsa Mexicana de Valores.” *Denarius revista de economía y administración* 11(1):149–178. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/10XwZbA>>
- ANOKYE, Adam and George TWENEBOAH. 2008. “Do Macroeconomic Variables Play any role in the stock market movement in Ghana.” *Munich Personal RePec Archive paper* 9368:1–22. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/UryTfr>>
- ARAGONES, José R. and Juan MASCAREÑAS. 1994. “La eficiencia y el equilibrio en los mercados de capital.” *Análisis Financiero* 64:76–89. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/XGyyD9>>
- ARMENTA, FRAIRE Leticia, Rocio DURAN VAZQUEZ and Arturo LORENZO VALDES. 2010. “Influencia Macroeconómica y Contable en los rendimientos accionarios en México.” *XV Congreso Internacional de Contaduría, Administración e Informática* pp. 1–21. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/XCavVk>>
- ASAOLU, T.O. and M.S. OGUNMUYIWA. 2010. “An Econometric Analysis of the Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Movement in Nigeria.” *Asian Journal of Business Management* 3(1):72–78. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/XGyDqi>>
- AUZAIRY, NOOR Azryani, Rubi AHMAD and Catherine SFHO. 2011. “Stock Market Deregulation, Macroeconomic Variables and Stock Market Performances.” *International Journal of Trade, Economics and Finance* 2(6):495–500. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/Vo3ihn>>

- AYDEMIR, Oguzhan and Erdal DEMIRHAN. 2009. "The Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Turkey." *International Research Journal of Finance and Economics* 23:1–9. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/XBSztU>>
- BANXICO. 2012. "Preguntas frecuentes del sistema financiero mexicano.". (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <http://bit.ly/1132uQE>
- BANXICO. 2013. "Agregados monetarios y flujo de fondos.". (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/QIpD4R>>
- BAYEZID, MOHAMMAD Ali. 2011. "Impact of Micro and Macroeconomic Variables on Emerging Stock Market Return: A case on Dhaka Stock Exchange." *Interdisciplinary Journal of Research in Business* 1(5):08–16. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/SP41Gf>>
- BÜYÜSALVARCI, Ahmet. 2010. "The Effects of Macroeconomic Variables on Stock Returns: Evidence from Turkey." *European Journal of Social Sciences* 4(3):404–416. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/Ws6Tpu>>
- CHANDRA, SAHO Naresh and Dhiman DEEPINDER. 2011. "Correlation and causality between stock market and macroeconomic variables in Indian: An empirical study." *International Conference E-Business, Management and Economics* 3:281–284. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/WBCSEA>>
- Comité Técnico de Metodologías, BMV. 2012. *Nota metodológica del índice de precios y cotizaciones*. Vigente ed. GrupoBMV. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <http://bit.ly/122LxpF>
- CUEVAS, AHUMADA Victor Manuel. 2002. "Efecto de la Tasa de Interés y el Tipo de Cambio reales en los precios de las acciones: un análisis estructural." *Revista Economía Teoría y Práctica* (16):1–26. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/11YajXM>>
- CURUTIO, Cristina. 2010. "The Correlations between the Macroeconomic Variables and the Bucharest Stock Exchange Shares Prices." *Finances-Challenges of the future* 9:189–195. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/VnN8EI>>

- DICKEY, D.A. and W.A. FULLER. 1979. "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root." *Journal of the American Statistical Association* 74:427–431. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/AcD2P6>>
- DOUGLAS, Limd A., Willian G. MARCHAL and Samuel A. WATHEN. 2008. *Estadística Aplicada a los Negocios y la Economía*. Decimotercera edición ed. McGrawHill.
- DWIJAYANTI, YOGASWARI Dhira, Anggore BUDI NUGROHO and Novika CANDRA ASTUTI. 2012. "The effect of macroeconomic variables on stock prices volatility evidence from Jakarta composite index, Agriculture, on basic Industry sector." *Artículo electrónico no publicado* 46(18):96–100. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/XCaWyY>>
- FAMA, Eugene F. 1970. "Efficient capital market: A review of theory and empirical work." *Journal of Finance* 25(2):383–417. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/vzC0lO>>
- FAMA, Eugene F. 1991. "Efficient capital market: II." *Journal of Finance* 46(5):1575–1618. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/Vdczn7>>
- FAMOUS, IZEDONMI Price and Ibrahim BELLO ABDULLAHI. 2011. "The Effect of Macroeconomic Factors on the Nigeria Stock Returns: A sectorial Approach." *Global Journal of Management and Business Research* 11(7):1–7. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/Wmqbjb>>
- GALINDO, Luis Miguel and Carlos GUERRERO. 1999. "La transmisión de las crisis financieras: La relación entre los índices de precios de las Bolsas de Valores de México y Estados Unidos." *Economía Teoría y Práctica* 11:83–95. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/14eUyLG>>
- GAY, Robert D. 2008. "Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns for four Emerging Economies: Brazil, Russia, India and China." *International Business & Economics Research Journal* 7(3):1–8. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/14kmVY0>>
- GÜNSEL, Niland and Sadik CUKUR. 2007. "The Effects of Macroeconomic Factors on the London Stock Returns: A Sectoral Approach." *International Research Journal of Finance and Economics* 10:140–152. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/SP1wnj>>

- GRANGER, C.W.J. 1969. "Investigating causal relation by econometric models and cross-spectral methods." *Econometrica* 37:428–438. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/10XABud>>
- GRANGER, C.W.J. and P. NEWBOLD. 1974. "Spurious regression in econometrics." *Journal of Econometrics* 2:111–220. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/WmtLd1>>
- GUERRERO, DE LIZARDI Carlos. 2008. *Introducción a la econometría aplicada*. Trillas.
- GUJARATI, Damodar N. and Dawn C. PORTER. 2010. *Econometria*. Quinta edición ed. McGrawHill.
- HASAN, Arshad and Rafar MUEEN. 2008. "Macroeconomic Factors and Equity Prices: An Empirical Investigation by Using ARDL Approach." *The Pakistan Development Review* 47(4):1–18. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/XCbmoP>>
- HSING, Yu. 2011. "Effect of Macroeconomic Variables on the Stock Market: The Case of the Czech Republic." *Theoretical and Applied Economies* 18(7):53–64. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/WaeXxP>>
- IGLESIAS, Susana and Jean-Pierre LÉVY. 2002. "Un Modelo Multifactorial con Variables Macroeconómicas en el Mercado de Capitales Español: Un Análisis de Estructuras de Covarianzas." *Ciencia Ergo Sum* 9(2):125–138. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/14fwqbO>>
- IMRAN, Ali, Kashif UR REHMAN, Ayse KUCUK YILMAZ, Muhammad ASLAM KHAN and Hasan AFZA. 2010. "Casual Relationship Between Macroeconomic Indicators and Stock Exchange Prices in Pakistan." *African Journal of Business Management* 4(3):312 – 319. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/10MMbCH>>
- KUMAR, Ashish. 2011. "An Empirical Analysis of Casual Relationship between Stock Market and Macroeconomic Variables in India." *International Journal of Computer Science & Management Studies* 11:8–14. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/W5Isle>>
- LACAYO, OJEDA Maria Hortensia. 2006. *Material de apoyo para la elaboración de un protocolo de investigación*. Manuscrito.

- LACAYO, OJEDA Maria Hortensia. 2007. *Material de apoyo para la presentación de la bibliografía y de las citas y notas de puede pagina*. Manuscrito.
- LINTER, J. 1965. "Security prices, risk and maximal gains from diversification." *Journal of Finance* 20(4):587–616. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/SP2ksh>>
- LÓPEZ, HERRERA Francisco. 2006. "Riesgo sistemático en el mercado mexicano de capitales: Un caso de segmentación parcial." *Revista de Contaduría y Administración* 219:85–113. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/14ko5Tj>>
- LÓPEZ, HERRERA Francisco and Francisco J. VAZQUEZ TÉLLEZ. 2002. "Variables Económicas y un modelo multifactorial para la Bolsa Mexicana de Valores: un análisis empírico sobre una muestra de activos." *Revista Latinoamericana de Administración* 29:5–28. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/10MMXzE>>
- MARKOWTIZ, Harry M. 1952. "Portfolio selection." *Journal of Finance* 7(1):77–91. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/eTzqJ1>>
- MARTINEZ, CUEVAS Miguel and Arturo MORALES CASTRO. 2010. "Relación de causalidad entre el IPC y el Tipo de cambio (peso/dólar): México 2006 al 2009." *3er Foro de Finanzas, Administración del Riesgo e Ingeniería Financiera*. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/VAlfWi>>
- MASHAYEKH, Shahnaz, Hadise HAJI MORADKHANI and Mahboobeh JAFARI. 2011. "Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market: The Case of Iran." *2º International Conference on Business and Economic Research* pp. 350–361. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/TAixDc>>
- MEBV, (seudónimo). 2009. *Interacción del mercado de valores y variables macroeconómicas de México (1994:12-2007:12)*. Investigación macrofinanciera, sector gobierno y mercado de valores ed. IMEF. Manuscrito.
- MERTON, Robert C. 1976. "An intertemporal capital asset pricing model." *Económica* 41(5):867–887. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/12O64Nm>>
- MOHAMMAD, Sulaiman D., Adnan HUSSAIN, Anwar M. JALIC and Adnan ALI. 2009. "Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices: Empirical Evidence in Case of Karachi Stock Exchange." *European Journal of Scientific Research* 38(1):96–103. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/Ws8Hip>>

- MORALES, ALQUICIRA Andrés and Raúl RENDÓN TREJO. 1997. “La Bolsa Mexicana de valores ¿realidad económica o especulación?” *Política y cultura* 8:393–410. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <http://redalyc.uaemex.mx/pdf/267/26700822.pdf>
- MORALES, BAÑUELOS Paula and Anabel Mitsuko ENDO MARTÍNEZ. 2012. “Factores macroeconómicos y su impacto sobre el rendimiento del IPC.” *Contaduría Pública* 473:30–33.
- MORALES, CASTRO Arturo. 2009. Determinantes económico-financieros del tipo de cambio peso-dólar, México: 1997-2007. Master’s thesis Universidad Nacional Autónoma de México.
- MORALES, CASTRO Arturo and Rosario HIGUERA TORRES. 2010. “El tipo de cambio y las inversiones en la globalización financiera: El caso de México: Determinantes del tipo de cambio, 1986 - 2000.” *Artículo electrónico no publicado* pp. 1–17. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <http://bit.ly/SP4700>
- MOSSIN, Jan. 1966. “Equilibrium in a capital asset market.” *Econométrica* 34(4):768–783. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <http://bit.ly/10Vj5FK>
- NOSAKHARE, LIBERTY Arodoye. 2012. “An econometric analysis of the impact of macroeconomic variables on stock prices in Nigeria: A vector autoregressive (var) model approach.” *International Review of Business and Social Sciences* 1(8):63–77. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <http://bit.ly/10MPjyq>
- NUÑEZ, José Antonio and José Luis DE LA CRUZ. 2011. “Causalidad entre la Bolsa Mexicana de Valores y la actividad económica real.” *Economía revista de estudios económicos* 6(30):21–40. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <http://bit.ly/UIeqDf>
- OBREJA, Laura, Victor BRAGOTA, Delia CATARAMA and Andreea SEMENESCU. 2008. “Correlations Between Capital Market Development and Economic Growth: The Case of Romania.” *Journal of applied quantitative methods* 3(1):64–75. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <http://bit.ly/dZvSw9>
- OLUKAYODE, Maku and Atanda AKINWANDE. 2009. “Does Macroeconomic Indicators exert Shock on the Nigerian Capital Market.” *Munich Personal RePec Archive paper* 17917:1–26. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <http://bit.ly/VdedVR>
- OZBAY, Emrah. 2009. The Relationship between Stock Returns and Macroeconomic Factors: Evidence for Turkey. Master’s thesis University of exeter.

- (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/Y5qa20>>
- PEREZ, LÓPEZ César. 2006. *Econometria de las Series Temporales*. Prentice Hall.
- PHILLIPS, Peter and Pierre PERRON. 1988. “Testing for a unit root in time series regression.” *Biometrika* 75:335–346. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/14fBhtJ>>
- PRANTIK, Ray and Vani VINA. 2004. “What moves Indian stock market: A study on the linkage with real economy in the post reform era.” *Artículo electrónico no publicado* pp. 1–19. <<http://oii.igidr.ac.in:8080/dspace/bitstream/2275/123/1/pran>> (08/01/2013).
- RJOUB, Husam, Targut TÜRSOY and Nil GÜNSEL. 2009. “The effects of macroeconomic factors on stock returns: Istanbul stock market.” *Studies in Economics and Finance* 26(1):36–45. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/SP6kch>>
- RODRIGUEZ, BENAVIDES Domingo. 2010. “El mercado accionario en México y la actividad económica en México: 1988 - 2008.” *3er Foro de Finanzas, Administración del Riesgo e Ingeniería Financiera*. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/VAlfWi>>
- ROLL, Richard and Stephen A. ROSS. 1980. “An empirical investigation of arbitrage pricing theory.” *Journal of Finance* 35(5):619–639. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/Vo5FAA>>
- ROSS, Stephen. 1976. “An arbitrage theory of capital asset pricing.” *Journal of Economic Theory* 3(3):341–360. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/XGCx2o>>
- SAVASA, Bilal and Famil SAMILOGLUB. 2010. “The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Returns in Turkey: An ADRL Bounds Testing Approach.” *Afyon Kocatepe Universitesi* pp. 111–122. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/XGCzHE>>
- SHARKAS, Al Adel. 2004. “The dinamic relationship between macroeconomic factors and the Jordanian stock market.” *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies* 1(1):97–114. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/WXTxSV>>

- SHARPE, William. 1964. "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk." *Journal of Finance* 19:425–442. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/10MSQNb>>
- SINGH, Dharmendra. 2010. "Casual Relationship Between Macroeconomic Variables and Stock Market: A case study for India." *Pakistan Journal of Social Sciences* 30(2):263–274. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/10VIPD3>>
- SINGH, Tarika, Seema MEHTA and M.S. VARSHA. 2011. "Macroeconomic Factors and Stock Returns: Evidence from Taiwan." *Journal of Economic and International Finance* 2(4):217–227. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/WalpF0>>
- SOMOYE, Christopher, AKINTOYE Ishola and Jimoh E. OSENI. 2009. "Determinants of Equity Prices in the Stock Markets." *International Research Journal of Finance and Economics* 30:177–189. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/YtVqfa>>
- TORRES, CEPEDA Leonardo Egifio. 2009. "Tipo de cambio y determinantes monetarios en el periodo de flotación en México." *EconoQuantum* 5(2):47–70.
- VAZQUEZ, SANCHEZ Jorge. 2006. "Política monetaria, tasa de interés y precio de las acciones en México." *Revista Aportes* 11:119–128. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/14fATLD>>
- YILMAZ, KANDIR Serkan. 2008. "Macroeconomic variables, Firm characteristics and stock returns: Evidence from Turkey." *International Research Journal of Finance and Economics* 16:35–45. (Disponible en línea, consultado el 08/01/2013).
URL: <<http://bit.ly/WsaGmH>>