

UNIVERSIDAD CATÓLICA DE SANTA MARÍA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICO ADMINISTRATIVAS
PROGRAMA PROFESIONAL DE INGENIERÍA COMERCIAL



“APLICACIÓN DE LA VALORACIÓN DE ACTIVOS POR ARBITRAJE EN LA RENTABILIDAD DE LAS ACCIONES COMPRENDIDAS EN EL ISBVL 2004 – 2012”

Presentado por:

Jair Julio Condori Cotrina

Brian García Acurio

Finanzas

Arequipa - Peru

2012

DEDICATORIA

Agradecemos a nuestros padres por brindarnos su ayuda.

Dedicamos nuestra tesis a todos aquellos que confiaron en nosotros y siempre estuvieron dispuestos a brindarnos su apoyo.



EPIGRAFE

Las únicas sociedades que han sido capaces de crear una prosperidad relativa ampliamente extendida han sido aquéllas que han confiado principalmente en los mercados capitalistas.

Milton Friedman



TABLA DE CONTENIDO

TABLA DE CONTENIDO.....	V
ÍNDICE DE TABLAS.....	VII
ÍNDICE DE GRÁFICOS.....	IX
GLOSARIO DE TERMINOS.....	X
RESUMEN.....	XI
ABSTRAC.....	XI
INTRODUCCIÓN.....	XII



Índice Temático

GLOSARIO	10
RESUMEN	11
ABSTRAC:	11
INTRODUCCIÓN	12
PARTE I MARCO TEORICO	1
CAPITULO I: EL ÍNDICE SELECTIVO DE LA BOLSA DE VALORES DE LIMA.....	1
1.1 ANTECEDENTES Y OBJETIVO.....	1
1.2 FÓRMULA DE CÁLCULO	1
1.3 SELECCIÓN DE CARTERA.....	2
1.4 BASE	4
1.5 ACTUALIZACIÓN DE CARTERAS	4
1.6 APLICACIÓN DE PRECIOS EN EL CÁLCULO DE LOS ÍNDICES	5
1.7 AJUSTES EN LAS COTIZACIONES Y RECOMPOSICIÓN DE CARTERA	6
1.7.1 Retiro de un valor de la Rueda	6
1.7.3 Entrega de Acciones Liberadas	6
1.7.4 Suscripción	6
1.7.5 Entrega de Dividendos en Efectivo.....	7
1.7.6 Cambios en el Valor Nominal.....	8
1.7.6 Pérdida de Cotización	8
CAPITULO II: TEORÍA DEL PORTAFOLIO Y MERCADOS EFICIENTES	9
2.1 TEORÍA DEL PORTAFOLIO EFICIENTE	9
2.1 Introducción.....	9
2.1.2 La media o valor esperado	10
2.1.3 Varianza y Desviación Estandar	11
2.1.4 Covarianza y Correlación	12
2.1.5 Rendimiento de un título.....	16
2.1.6 Tasa Libre de Riesgo.	17
2.1.7 El modelo de Markowitz	17
2.1.8. Ventajas y desventajas del modelo de Markowitz.....	20
2.1.9 Performance del modelo de Markowitz	22
2.2 MERCADOS EFICIENTES	25
CAPITULO III: MODELO DE VALORACIÓN DE ACTIVOS DE CAPITAL (CAPITAL ASSET PRICING MODEL) Y MODELO DE VALORACIÓN DE ACTIVOS POR ARBITRAJE (ARBITRAGE PRICING THEORY)	28
3.1 EL MODELO DE VALORACIÓN DE ACTIVOS DE CAPITAL (CAPM).....	28
3.1.1 Supuestos para desarrollar el Valoración de Activos de Capital.....	28
3.1.2. Planteamientos del CAPM.....	29
3.2. EL MODELO DE VALORACIÓN DE ACTIVOS POR ARBITRAJE.....	33
3.2.1 Modelo teórico.....	33

3.2.2 VARIABLES PROPUESTAS.....	36
3.2.2.1 EL TIPO O LA TASA DE CAMBIO.....	36
3.2.2.2 LA INFLACIÓN	36
3.2.2.3 PBI.....	37
3.2.2.4 ISBVL.....	37
CAPITULO IV: MODELOS E INFERENCIA EN REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE.....	38
4.1 PLANTEAMIENTO	38
4.2 ESTIMADOR DE MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS	38
4.3 INTERPRETACIÓN DE LOS ESTIMADORES MCO EN LA REGRESIÓN MÚLTIPLE.....	44
4.4 PERTURBACIONES NO ESFÉRICAS	45
4.4.1 Heteroscedasticidad	45
4.4.2 Autocorrelación:.....	51
4.5 INFERENCIA.....	53
4.5.1 t Student.....	53
Teoría de pequeñas muestras	53
Distribución de probabilidad t-Student	54
4.5.2 Prueba F.....	57
PARTE II: PRUEBA EMPIRICA	61
CAPITULO V: MODELO, VARIABLES Y METODOLOGÍA.....	61
5.1. Modelo.....	61
5.2 Metodología.....	62
5.3. Regresiones.....	64
5.3.1 MAPLE ENERGY.....	64
5.3.2 MINERA VOLCAN	68
5.3.3 CORPORACIÓN ACEROS AREQUIPA	71
5.3.4 MINSUR	74
5.3.5 CERRO VERDE	76
5.3.6 BBVA CONTINENTAL	79
5.3.7 REFINERIA LA PAMPILLA.....	82
5.3.8 FERREYCORP	85
5.3.9 CREDICORP (BAP).....	88
5.3.10 GRAÑA Y MONTERO	91
5.3.11 BUENAVENTURA.....	94
5.3.12 ALICORP	97
5.3.13 INTERCORP FINANCIAL SERVICES (IFS).....	99
5.3.14 CASAGRANDE.....	102
5.3.15 RIO ALTO MINING.....	105
5.4 Resúmen de Comprobación de Hipótesis	108
CONCLUSIONES.....	111
RECOMENDACIONES	113
BIBLIOGRAFIA	114
LIBROS	114
PAPERS	115
ANTECEDENTES INVESTIGATIVOS.....	118

ANEXOS.....	120
ANEXO 1: PLAN DE TESIS.....	120
ANEXO 2: CORRECCIÓN DE PERTURBACIONES NO ESFÉRICAS	132
<i>Maple Energy</i>	132
<i>Volcán</i>	135
<i>Corare</i>	140
<i>Minsur</i>	143
<i>Cerro Verde</i>	147
<i>Continental</i>	150
<i>Relapa</i>	155
<i>Ferreyros</i>	159
<i>Bap</i>	163
<i>Gramon</i>	167
<i>BVN</i>	171
<i>ALICORP</i>	175
<i>IFS</i>	179
<i>Casagrande</i>	182
<i>Rio</i>	187
ANEXO 3: DATA	192

Índice de tablas

Tabla 1: Rendimiento de activos correlacionados positivamente	13
Tabla 2: Rendimiento y desviación estándar de un portafolio formado por activos correlacionados positivamente.	14
Tabla 3: Rendimientos de activos correlacionados negativamente.....	14
Tabla 4: Rendimiento y desviación estándar de un portafolio formado por activos correlacionados negativamente	15
Tabla 5 : Maple Regresion	65
Tabla 6 : Maple Regresion Resumen	66
Tabla 7: Volcan Regresion.....	69
Tabla 8: Resumen Regresión Volcan	70
Tabla 9: Regresion Corare.....	72
Tabla 10: Resumen Regresion Corare.....	72
Tabla 11: Regresion Minsur.....	74
Tabla 12: Resumen Regresion Minsur	75
Tabla 13: Regresion Cerro Verde.....	77
Tabla 14: Resumen regresion Cerro Verde	78
Tabla 15: Regresion Continental.....	80
Tabla 16: Resumen Regresion Continental.....	81
Tabla 17: Regresion Relapa	83
Tabla 18: Relapa Resumen Regresion	84

Tabla 19: Regresion Ferreyros	86
Tabla 20: Regresion Ferreyros Resumen	87
Tabla 21: Regresion BAP.....	89
Tabla 22: Resumen Regresion BAP.....	90
Tabla 23: Regresion Graña y Montero	92
Tabla 24: Resumen Regresion Graña y Montero	92
Tabla 25: Regresion BVN.....	94
Tabla 26: Regresion Resumen BVN	95
Tabla 27: Regresion ALICORP	97
Tabla 28: Resumen Regresion alicorp	98
Tabla 29: IFS Regresion.....	100
Tabla 30: Regresion IFS resumen	101
Tabla 31: Regresion Casagrande.....	103
Tabla 32: Resumen Regresion Casagrande.....	103
Tabla 33; Rio.....	105
Tabla 34: Resumen Regresion Rio.....	106
Tabla 35: Resumen de los Resultados.....	110
Tabla 36: Resumen del poder explicativo del modelo	111
Tabla 37: Regresion inicial Maple	132
Tabla 38: Prueba de White Maple.....	133
Tabla 39: Prueba de Breush Maple	134
Tabla 40: Volcan Regresion Inicial.....	135
Tabla 41: Volcan prueba de heterocedasticidad.....	136
Tabla 42: Volcan Prueba de Breusch	138
Tabla 43: Regresion de volcan sin heterocedasticidad.....	139
Tabla 44: Regresion Inicial Corare	140
Tabla 45 Prueba de Breusch Corare.....	141
Tabla 46: Prueba de White Corare	142
Tabla 47: Minsur regresion inicial	143
Tabla 48: Prueba de White Minsur	144
Tabla 49: Prueba de Breusch Minsur	146
Tabla 50: Cerro Verde regresion lineal	147
Tabla 51: Prueba de White Minsur	148
Tabla 52 Prueba de Breusch Minsur	149
Tabla 53 Regresion inicial continetal.....	150
Tabla 54: Prueba de White Continental	151
Tabla 55: Prueba de Breusch Continental	153
Tabla 56: Regresion de Continental corregida por autocorrelación de primer orden	154
Tabla 57: Regresion inicial RELAPA.....	155
Tabla 58: Prueba de White de Relapa	156
Tabla 59: Prueba de Breusch de Relapa.....	157

Tabla 60: Corrección de heterocedasticidad de Relapa	158
Tabla 61: Ferreyros primera regresion	159
Tabla 62: Ferreyros Prueba de White.....	160
Tabla 63: Prueba de Breusch.....	162
Tabla 64: Primera regresion Bap.....	163
Tabla 65: Prueba de white Bap	164
Tabla 66: Prueba de Breusch.....	165
Tabla 67: Corrección de la regresion de BAP por Autocorrelación de segundo orden y heterocedasticidad	166
Tabla 68: Gramon regresion inicial.....	167
Tabla 69: Prueba de Breusch Gramon.....	168
Tabla 70: Prueba de White Gramon	169
Tabla 71: BVN regresion inicial	171
Tabla 72: Prueba de White BVN.....	171
Tabla 73: Prueba de Breusch BVN	173
Tabla 74: Correccion del problema de heterocedasticidad de BVN	174
Tabla 75: Primera regresion Alicorp.....	175
Tabla 76: Prueba de White de Alicorp	176
Tabla 77: Prueba de Breusch de Alicorp.....	177
Tabla 78: Primera Regresion IFS	179
Tabla 79: Prueba de White IFS	180
Tabla 80: Prueba de Breusch IFS.....	181
Tabla 81: Casagrande primera regresion.....	182
Tabla 82: Prueba de White Casagnade	183
Tabla 83: Prueba de Breusch Casagrande	185
Tabla 84: Corrección por heterocedasticidad de Casagrande.....	186
Tabla 85: Primera regresion rio.....	187
Tabla 86: Corrección heterocedasticidad Río	188
Tabla 87: Prueba de Breusch para Río	190

Índice de ilustraciones

Ilustración 1: Rendimiento de un portafolio formado por activos correlacionados positivamente... 13	13
Ilustración 2: Rendimientos de un portafolio formado por activo correlacionados negativamente .. 15	15
Ilustración 3: Diagrama de Rentabilidad y Riesgo de Portafolios 1	19
Ilustración 4: Diagrama de Rentabilidad y Riesgo de Portafolios 2	20
Ilustración 5 : Diagrama de Rentabilidad y Riesgo de Portafolios 3	24
Ilustración 6: Capital Asset Pricing Model	33
Ilustración 7: Gráfica de disstribucion de densidad	55

Ilustración 8: Distribucion t..... 56



Glosario

Elex: es un sistema de software tipo Cliente/Servidor consta de diversas computadoras que actúan como *Cliente*, enviando información al *Servidor*, el cual, la valida y distribuye a los demás Clientes.

T-bonds: Bono del tesoro, emitido por el Departamento del Tesoro de USA.

CAPM: El Modelo de Valoración de Activos Financieros o Capital Asset Pricing Model.

LMV: Línea de Mercado de Valores.

APT: La Teoría del Arbitraje o en inglés Arbitrage Pricing Theory.

MCO: Mínimos Cuadrados Ordinarios.

MRLG: Modelo de Regresión Lineal General.

DW: Test de Durbin Watson.

IPC: Índice de Precios al Consumidor.

ISBVL: Índice selectivo de la bolsa de valores de lima.

PBI: Producto Bruto Interno.

TC: tipo de cambio.

@TREND: variable de tendencia

Resumen

Muchos modelos han sido propuestos para una correcta valoración de los activos, quizás el más importante de todos, en los últimos años, ha sido el modelo de Valoración de Activos de Capital (En inglés CAMP). Sin embargo un modelo alternativo propuesto por Ross y Roll es el Modelo de Valoración de Activos por Arbitraje (En inglés APT).

A través del análisis econométrico se demostrara si el APT puede ser aplicable para el mercado peruano entre los años 2004 y 2012 y de esa forma usarlo para realizar valoración de activos y mejorar de esa manera la rentabilidad de las carteras.

Abstrac:

Many models have been proposed for a proper valuation of assets, perhaps most important of all in recent years has been the Capital Asset Pricing Model (CAMP). However an alternative model proposed by Ross and Roll is the Arbitrage Pricing Theory (APT).

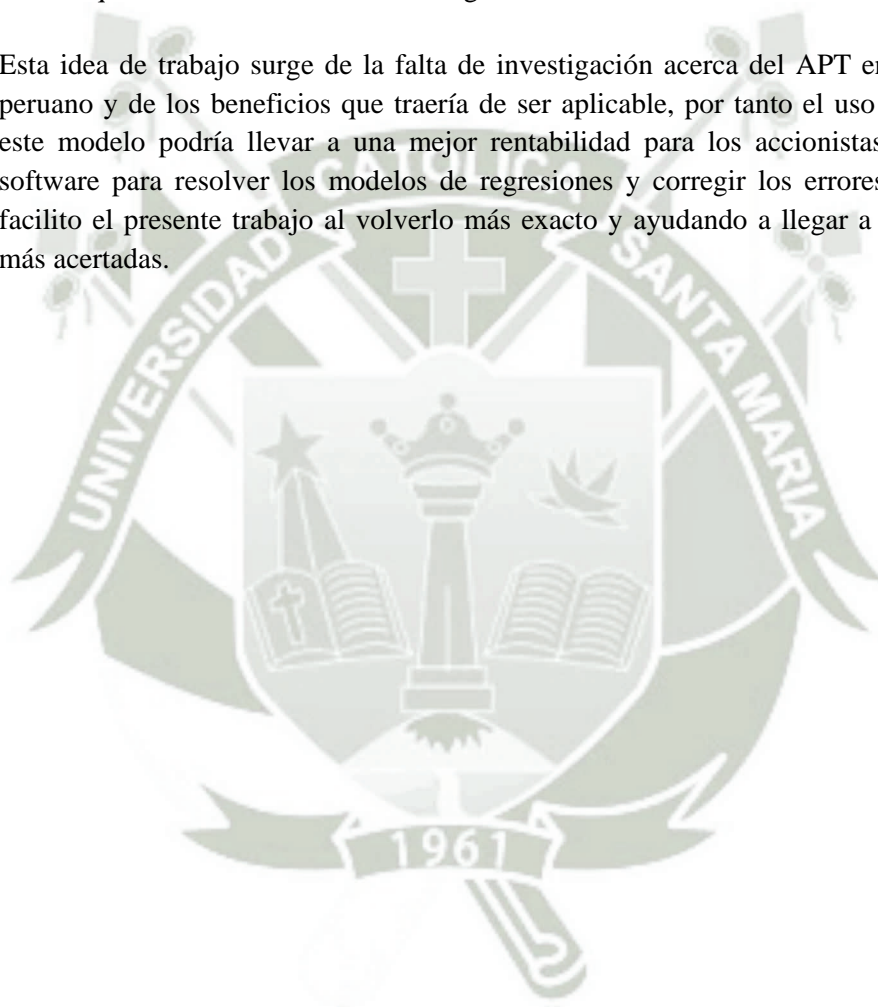
Through econometric analysis will show whether the APT can be applicable for the Peruvian market between 2004 and 2012 and thus use it for asset valuation and thereby improve the profitability of the portfolios.

INTRODUCCIÓN

La presente investigación tiene como tema comprobar si la teoría del arbitraje funciona para calcular el precio de las acciones y de este modo aprovechar las oportunidades de arbitraje es decir, conseguir beneficios al comprar acciones mal valoradas por el mercado.

Debido a que en nuestro país la cantidad de acciones tranzadas es pequeña y que la mayoría de las mismas tienen poca negociación decidimos tomar las acciones del ISBVL que reúne a las acciones más negociadas.

Esta idea de trabajo surge de la falta de investigación acerca del APT en el mercado peruano y de los beneficios que traería de ser aplicable, por tanto el uso adecuado de este modelo podría llevar a una mejor rentabilidad para los accionistas. El uso del software para resolver los modelos de regresiones y corregir los errores estadísticos facilitó el presente trabajo al volverlo más exacto y ayudando a llegar a conclusiones más acertadas.



PARTE I MARCO TEORICO

CAPITULO I: El Índice Selectivo de la Bolsa de Valores de Lima

1.1 Antecedentes y Objetivo.

La Bolsa de Valores de Lima inicia el cálculo y difusión de sus índices de cotizaciones desde 1982, los cuales fueron creados para evaluar el comportamiento de las acciones más negociadas, sin hacerse la distinción de que fueran valores de empresas nacionales o extranjeras.¹

Luego del ingreso de títulos extranjeros al mercado de renta variable y su creciente participación en el movimiento bursátil, se determina la incorporación del Índice Selectivo Perú-15, con el propósito de medir el comportamiento de las acciones más negociadas de compañías que registren la mayor parte de sus actividades en el Perú.

La metodología de este nuevo indicador tiene los siguientes lineamientos:

1.2 Fórmula de Cálculo

Para el cálculo del ISP-15, se utiliza la misma expresión empleada por los Índices vigentes:²

$$\text{ISP-15} = \sum \left[\left(\frac{P_{it}}{P_{i0}} \right) * w_i * F_i \right]$$

donde:

Pit:	Precio del valor i en la fecha t
Pio:	Precio del valor i en la fecha base.
wi:	Ponderación del valor i.
Fi:	Factor de ajuste por eventos aplicable a la cotización del valor i

¹ http://www.bvl.com.pe/metodo_isperu-15.pdf

² http://www.bvl.com.pe/metodo_isperu-15.pdf

Es importante precisar que los precios de todos los valores son expresados en Nuevos Soles, de tal manera que los valores que cotizan en moneda extranjera son valorizados al tipo de cambio ingresado al ELEX, tanto en la fecha t como en la fecha base

1.3 Selección de Cartera

Bajo la premisa de que únicamente se consideran los valores de empresas que registren la mayor parte de sus actividades en el país, son determinados y excluidos del proceso de selección los títulos con preponderancia foránea. Posteriormente, se procesan las estadísticas de negociación de los últimos doce meses bajo el siguiente procedimiento:

- (a) Eliminación de aquellas operaciones denominadas “atípicas”, entendiéndose como tales las siguientes:
 - Ofertas Públicas de Compra, Venta, de Adquisición y de Intercambio.
 - Subastas
 - Operaciones por más del 5% de acciones en circulación (sólo aplicable a acciones comunes).
 - Operaciones por más del 50% del monto promedio negociado diario del mercado.
- (b) Cálculo del “Índice de Liquidez” para cada valor representado por un índice promedio geométrico del monto negociado, el número de operaciones y la frecuencia de cotización. Dicho indicador considera información de los últimos doce (12) meses previos a la actualización de la cartera. La Fórmula es la siguiente:

$$ILi = \sqrt[3]{\frac{MNi}{MNT} * \frac{NOi}{NOT} * Fi}$$

donde:

ILi:	Índice de Liquidez del valor i
MNi:	Monto Negociado acumulado del valor i
MNT:	Monto Negociado acumulado Total del mercado
NOi:	Número de operaciones acumuladas del valor i
NOT:	Número de operaciones acumuladas totales del mercado
Fi:	Frecuencia de Cotización del valor i

- (c) En base a los índices de liquidez determinados para cada valor se calcula un total y se determina la participación de cada valor respecto a dicho total.

$$fi = \frac{ILi}{\sum ILi}$$

- (d) Se eliminan todos aquellos valores que hayan tenido una frecuencia de intermediarios menor a dos (02) Sociedades Agentes de Bolsa en los últimos doce (12) meses. Para el cálculo de la frecuencia de intermediarios por valor se utiliza la siguiente fórmula, expresada en términos del número de Sociedades Agentes de Bolsa que hayan participado en la negociación del valor i, en promedio, durante el periodo en referencia:

$$Fli = \frac{\sum_{i=1}^n N^{\circ} Inter_{it}}{n - RSC}$$

donde:

Fli:	Frecuencia de intermediarios del valor i.
N°Inter _{it} :	Número de intermediarios que negoció el valor i en el día "t".
n:	Total de Ruedas en los últimos 12 meses.
RSC:	Ruedas sin cotización del valor.

- (e) Se seleccionan los 15 valores con mayor Índice de Liquidez, verificando que pertenezcan a empresas que registren sus principales actividades en el país.
- (f) Se calcula una suma de los Índices de Liquidez de los 15 valores seleccionados y la ponderación de cada valor es la participación de su Índice de Liquidez respecto a dicha suma.

1.4 Base

La base del ISP-15 es el 30 de diciembre de 1991. Los números índices del ISP-15 son los mismos a los del Índice Selectivo BVL desde la fecha base hasta el 31 de julio del año 2000.³

1.5 Actualización de Carteras

La actualización de la cartera se efectúa sobre una base semestral, es decir, las carteras entran en vigencia al inicio de cada semestre. En caso que el inicio del semestre ocurra en días no hábiles, la vigencia se iniciará el primer día hábil siguiente.⁴

- ◆ Primera Actualización del Año: 02 de Enero
- ◆ Segunda Actualización del Año: 01 de Julio

³ http://www.bvl.com.pe/metodo_isperu-15.pdf

⁴ http://www.bvl.com.pe/metodo_isperu-15.pdf

Las carteras son difundidas al mercado con una anticipación mínima de cinco días a su entrada en vigencia.

Para tal efecto, se establece un encadenamiento con relación a los valores del Índice obtenidos de la última cartera:

$$ISP - 15 = \frac{It - 1}{Ibase} * It$$

donde:

- It-1: Ultimo Valor del Indice considerando la cartera anterior.
Ibase: Valor del Indice en el periodo base (100).
It: Primer valor del Indice considerando la nueva cartera.

1.6 Aplicación de Precios en el Cálculo de los Índices

Los Índices son calculados por el Sistema ELEX en tiempo real y de manera continua durante la sesión de Rueda de Bolsa. Las prioridades que se utilizarán para la determinación de los precios son las siguientes:⁵

- La propuesta que mejore mercado (compra mayor o venta menor) con relación a la última cotización.
- De no existir propuesta que mejore mercado, se considera la última cotización.
- De no existir última cotización, se considera la propuesta que, en la fecha, mejore mercado respecto a la cotización anterior.
- De no existir última cotización ni propuesta que mejore mercado, se considera la cotización anterior.

⁵ http://www.bvl.com.pe/metodo_isperu-15.pdf

1.7 Ajustes en las Cotizaciones y Recomposición de cartera

A continuación se detalla el procedimiento a seguir en cada uno de los siguientes eventos:

1.7.1 Retiro de un valor de la Rueda

En la fecha de retiro se elimina el valor de la cartera. Asimismo, en dicha fecha son anunciadas las nuevas ponderaciones. La Bolsa de Valores de Lima evaluará la posibilidad de incluir un nuevo valor.⁶

1.7.3 Entrega de Acciones Liberadas

En el caso de acciones liberadas, los precios ex-derecho son ajustados sobre la base del siguiente factor de corrección:⁷

$$FCA = 1 + AL$$

donde:

FCA: Factor de Corrección por Acciones Liberadas
AL: Porcentaje de Acciones Liberadas

1.7.4 Suscripción

En el caso de suscripción, los precios ex - derecho son ajustados sobre la base del siguiente factor de corrección:⁸

$$FCS = \frac{PM}{P_{ex-d}}$$

⁶ http://www.bvl.com.pe/metodo_isperu-15.pdf

⁷ http://www.bvl.com.pe/metodo_isperu-15.pdf

⁸ http://www.bvl.com.pe/metodo_isperu-15.pdf

donde:

FCS: Factor de Corrección por Suscripción de Derechos
PM: Precio de Mercado del último día con derecho a la suscripción de capital
Pex-d: Precio ex - derecho de la suscripción

El cálculo para la cotización ex-derecho es el siguiente:

$$P_{ex-d} = \frac{PM + (PS * \%S)}{1 + \%S}$$

donde:

PS: Precio de suscripción
% S: Porcentaje de suscripción

1.7.5 Entrega de Dividendos en Efectivo

Los precios ex - derecho son ajustados por un factor que incorpore los cambios por la entrega del dividendo. El factor para el ajuste de los precios es el siguiente:⁹

$$FCD = \frac{PC}{PC - D}$$

donde:

FCD: Factor de Corrección por Dividendos en Efectivo
PC: Precio en la fecha del último día con derecho
D: Dividendo en Efectivo

⁹ http://www.bvl.com.pe/metodo_isperu-15.pdf

1.7.6 Cambios en el Valor Nominal

Los precios son ajustados por un factor que incorpore los cambios (incrementos o reducciones) en el valor nominal.

$$FC = \frac{VNN}{VNA}$$

donde:

FC: Factor de Corrección por Cambios en el Valor Nominal
VNN: Valor Nominal Nuevo
VNA: Valor Nominal Antiguo

Para efectos del cálculo del Índice, los precios son ajustados en la fecha de cambio (fecha ex - derecho o fecha de canje o resello).

1.7.6 Pérdida de Cotización

Cuando un valor pierde cotización, se aplica el procedimiento descrito para el caso de Retiro de un Valor. En eventos excepcionales, donde conforme a la información disponible, el valor que forma parte de la cartera pudiera perder cotización de manera temporal, la separación o permanencia será analizada y evaluada conjuntamente con la Dirección de Mercados.

CAPITULO II: Teoría del Portafolio y mercados eficientes

2.1 Teoría del portafolio eficiente

2.1 Introducción

La teoría moderna del portafolio sugiere que la cartera debe ser analizada en conjunto, analizando el riesgo y el rendimiento en forma global en vez de hacerlo por activos financieros individuales¹⁰.

El análisis de portafolio proporciona herramientas para realizar una selección idónea (óptima) de los instrumentos de inversión. Entre los métodos empleados se encuentra “la teoría de portafolios Media-Varianza” conocida como el modelo de Markowitz.¹¹

El modelo de “media-varianza” fue creada por Harry Markowitz, quien publicó por primera vez en 1952 en *The Journal of Finance* el artículo “Portafolio Selección”¹².

En el modelo de Harry Markowitz se asume que los inversionistas tienen una conducta racional y por ende buscan maximizar su rentabilidad sin asumir un riesgo mayor al estrictamente necesario¹³.

La relación entre rendimiento y riesgo es directamente proporcional, es decir, a mayor rendimiento mayor riesgo. Si se desea obtener mayores rendimientos se debe estar dispuesto a aceptar el riesgo inherente por dichos rendimientos, es decir, a aceptar las pérdidas probables de no obtener los rendimientos esperados, perder parte de la inversión e incluso perderlo todo.¹⁴

Sin embargo existe el concepto de diversificación. La diversificación permite disminuir el riesgo¹⁵. Diversificación significa seleccionar inversiones en sectores diferentes, ofrecidas

¹⁰ http://catarina.udlap.mx/u_dl_a/tales/documentos/lec/velasco_r_g/capitulo2.pdf

¹¹ “El modelo de Markowitz en la teoría de portafolios de inversión” Sandra Ibeth Ocho García 2008
<http://www.sepi.upiicsa.ipn.mx/tesis/346.pdf>

¹² “Portfolio Selection” Harry Markowitz – Journal of Finance Vol.7 1952

¹³ http://catarina.udlap.mx/u_dl_a/tales/documentos/lec/velasco_r_g/capitulo2.pdf

¹⁴ “El modelo de Markowitz en la teoría de portafolios de inversión” Sandra Ibeth Ocho García 2008
<http://www.sepi.upiicsa.ipn.mx/tesis/346.pdf>

¹⁵ https://portal.uah.es/portal/page/portal/GP_EPD/PG-MA-ASIG/PG-ASIG-36207/TAB42351/Tema%203_2.pdf

por compañías de diferentes tamaños, y en el caso de bonos, con plazos y emisores diferentes, dentro de una clase de activos, en lugar de concentrar el dinero en sólo una o dos áreas.¹⁶

El grado en que la diversificación reduce el riesgo depende del grado en que los distintos activos financieros estén correlacionados entre sí¹⁷.

Para entender con mayor profundidad cómo funciona el modelo de “media-varianza” es necesario describir un portafolio a partir de los siguientes estadígrafos:¹⁸

- 1) un estadígrafo de posición, la media (o esperanza matemática), que proporciona una medida del rendimiento promedio del activo en un determinado periodo.
- 2) un estadígrafo de dispersión, la desviación estándar de los distintos rendimientos respecto al rendimiento promedio, que proporciona una medida del riesgo del activo financiero.

2.1.2 La media o valor esperado

El valor esperado es un concepto fundamental en el estudio de las distribuciones de probabilidad. Desde hace muchos años este concepto ha sido aplicado ampliamente por profesionales que toman decisiones en condiciones de incertidumbre.

Para obtener el valor esperado de una variable aleatoria discreta, multiplicamos cada valor que ésta puede asumir por la probabilidad de ocurrencia de ese valor y luego sumamos los productos. Es un promedio ponderado de los resultados que se esperan en el futuro.

Sea X una Variable Aleatoria que toma valores en un conjunto discreto (en un conjunto finito de números en uno infinito como: los naturales, los enteros o los racionales), por ejemplo si la variable aleatoria X toma los siguientes valores:¹⁹

$P(X = i)$, para $i = 0, 1, 2, 3, \dots$;

¹⁶ <http://www.es.yourmoneycounts.com/ymc/goals/investing/diversification.html>

¹⁷ <http://finanbolsa.com/2010/10/27/teoria-del-portafolio-de-harry-markowitz/>

¹⁸ “Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado” Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

¹⁹ <http://www.itescam.edu.mx/principal/sylabus/fpdb/recursos/r51634.PDF>

Sea $P(X = i) = p_i$ para $i = 0, 1, 2, 3, \dots$. Se tiene que $p_1 + p_2 + p_3 + \dots + p_n + \dots = 1$

$$\mu = E(X) = \sum_x xf(x)$$

Y para una variable aleatoria con distribución continua como:

$$\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx$$

2.1.3 Varianza y Desviación Estandar

Se podría usar un argumento parecido para justificar las fórmulas para la varianza de la población σ^2 y la desviación estándar de la población σ . Estas medidas numéricas describen la dispersión o variabilidad de la variable aleatoria mediante el “promedio” o “valor esperado” de las desviaciones cuadráticas de los valores de x a partir de su media μ .

Sea x variable aleatoria discreta con distribución de probabilidad $f(x)$ y media μ .

La varianza de X es:²⁰

$$\sigma^2 = E[(X - \mu)^2] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f(x)dx$$

Sea x variable aleatoria continua con distribución de probabilidad $f(x)$ y media μ .

$$\sigma^2 = E[(X - \mu)^2] = \sum_x (x - \mu)^2 f(x)$$

²⁰<http://www.itescam.edu.mx/principal/sylabus/fpdb/recursos/r51634.PDF>

A la raíz cuadrada positiva de la varianza σ , se le llama desviación estándar de X.

2.1.4 Covarianza y Correlación

Adicionalmente a los estadígrafos de posición y dispersión, para la conformación de portafolios es necesario contar con uno adicional: la covarianza entre los rendimientos de los activos financieros. Y es que dependiendo de la forma como covaríen los rendimientos de las acciones, es posible conformar portafolios que sean más eficientes, incluso, que las acciones mismas. En otras palabras, la inversión de un monto de capital en dos acciones puede dar por resultado un rendimiento igual al promedio de estos activos financieros, pero con la posibilidad de un menor riesgo asociado a este portafolio.²¹

Para explicar el impacto de la covarianza, a continuación se presentan dos situaciones distintas. En la primera, se conforma un portafolio con acciones que covarían en el mismo sentido, mientras que en la segunda, el portafolio contiene activos que covarían en sentido inverso.

Para ilustrar el primer caso, supóngase dos acciones cuyos rendimientos se presentan en el cuadro adjunto. Como puede observarse, los rendimientos de los activos covarían en el mismo sentido. Es decir, tanto los rendimientos de la acción 1 como los rendimientos de la acción 2 se incrementan del periodo 1 al periodo 2 y del periodo 3 al periodo 4, y ambos descienden del periodo 2 al periodo 3, tal como puede observarse gráficamente en la figura adjunta.

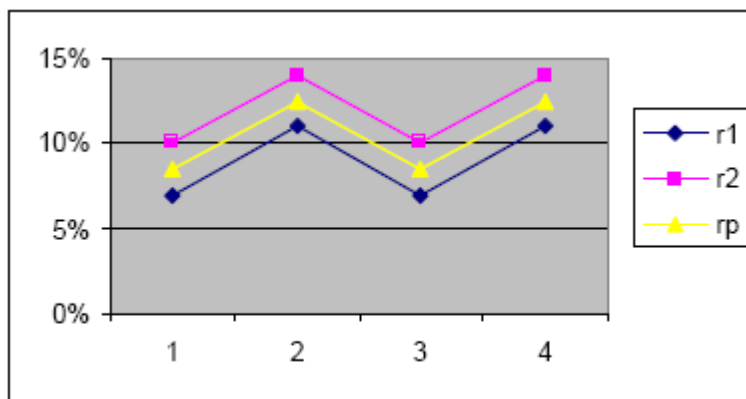
²¹ "Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado" Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

Tabla 1: Rendimiento de activos correlacionados positivamente

	1	2	3	4
r_1	7,0%	11,0%	7,0%	11,0%
r_2	10,0%	14,0%	10,0%	14,0%
r_p	8,5%	12,5%	8,5%	12,5%

Fuente: "Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado" Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

Ilustración 1: Rendimiento de un portafolio formado por activos correlacionados positivamente



Fuente: "Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado" Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

Si se supone que la mitad del capital se invierte en una acción y la otra mitad en la otra acción, el rendimiento promedio obtenido varía en la misma dirección que los rendimientos individuales.

Se dice que covaría de la misma manera con las acciones 1 y 2. Los valores de los estadígrafos son los siguientes: la acción 1 presenta una rentabilidad de 9% y un riesgo asociado de 2,31%, la acción 2 presenta un rendimiento de 12% y el mismo riesgo

asociado, mientras la rentabilidad promedio del portafolio es de 10,5% y el riesgo asociado del portafolio también es de 2,31%.

Con estos resultados, se concluirá que el portafolio no ha colaborado en lograr un mejor balance entre rentabilidad y riesgo en relación con las acciones individuales. Frente a opciones de igual riesgo (2,31%), habría sido más racional invertir el 100% del capital en el activo 2, cuya rentabilidad es mayor.

Tabla 2: Rendimiento y desviación estándar de un portafolio formado por activos correlacionados positivamente.

R1	9,00%	σ_1	2,31%
R2	12,00%	σ_2	2,31%
R _p	10,50%	σ_p	2,31%

Fuente: Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado” Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

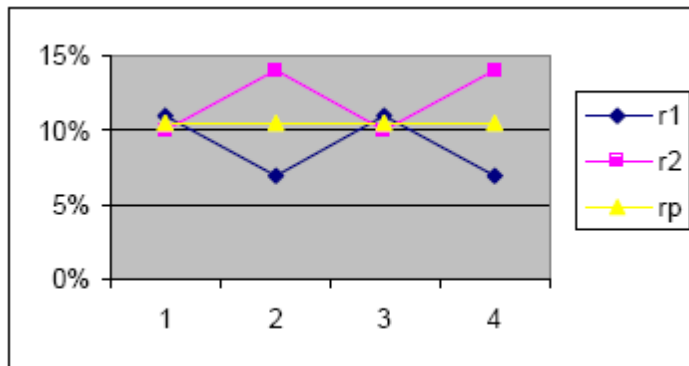
Para ilustrar el segundo caso, cuando las acciones convarían en forma inversa, supóngase los datos del cuadro adjunto (en realidad, son las mismas cifras del ejemplo anterior, pero ordenadas de distinta manera). Como puede observarse, mientras los rendimientos de la acción 1 se incrementan, los de la acción 2 descienden, y viceversa. Para fines del ejemplo, se ha establecido un rendimiento promedio único del portafolio: 10,5%.

Tabla 3: Rendimientos de activos correlacionados negativamente

	1	2	3	4
r1	11,0%	7,0%	11,0%	7,0%
r2	10,0%	14,0%	10,0%	14,0%
r _p	10,5%	10,5%	10,5%	10,5%

Fuente: Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado” Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

Ilustración 2: Rendimientos de un portafolio formado por activo correlacionados negativamente



Fuente: “Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado” Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

En la figura correspondiente puede observarse claramente la manera inversa como varían los rendimientos y como esto implica que el rendimiento promedio resulte una línea uniforme. En términos de los estadígrafos, la rentabilidad promedio de la acción 1 es 9% y su riesgo es de 2,31%. La acción 2 presenta el mismo riesgo, pero una rentabilidad mayor, igual a 12%.

Con estos valores, lo que sí ha variado es el riesgo asociado al portafolio, ya que con una rentabilidad promedio similar al del caso anterior (10,5%), la desviación estándar del portafolio es igual a 0% (sin riesgo). Se puede observar, entonces, que el balance entre rentabilidad y riesgo del portafolio es claramente mejor respecto a la acción 1, mientras en el caso de la acción 2 se ha sacrificado algo de rentabilidad a cambio de disminuir significativamente el riesgo.

Tabla 4: Rendimiento y desviación estándar de un portafolio formado por activos correlacionados negativamente

R_1	9,00%	σ_1	2,31%
R_2	12,00%	σ_2	2,31%
R_p	10,50%	σ_p	0,00%

Fuente: "Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado" Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

Los ejemplos anteriores permiten percibir la ventaja de construir portafolios: a través de ellos se puede administrar el riesgo de las inversiones. Y la variable que incide en forma determinante en este proceso es la covarianza.

$$\text{cov}(r_1, r_2) = \sigma_{12} = \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2$$

La fórmula anterior expresa el valor numérico de la covarianza entre los rendimientos de la acción 1 y la acción 2. De aquí es interesante rescatar el índice de correlación entre los mismos rendimientos, que expresa de manera más clara la forma cómo covarían las acciones. Por ejemplo, en el primer caso, las acciones covarían en forma perfectamente directa, el coeficiente de correlación será 1 ($\rho_{12}=1$); en el segundo caso las acciones covarían en forma perfectamente inversa, el coeficiente de correlación será -1 ($\rho_{12}=-1$).

Como quiera que en el mundo real las acciones no han de variar perfectamente, ni directa ni inversamente, se debe obtener este índice de correlación o directamente la covarianza. El índice de correlación se calcula de la siguiente manera:

$$\rho_{12} = \frac{\sum_1^n r1_i r2_i - \frac{\left(\sum_1^n r1_i\right)\left(\sum_1^n r2_i\right)}{n}}{\sqrt{\sum_1^n \left(r1_i - \bar{R}1\right)^2 \sum_1^n \left(r2_i - \bar{R}2\right)^2}}$$

2.1.5 Rendimiento de un título

En primer lugar, definimos el rendimiento del título i-ésimo en el periodo t (Rit) como:²²

²² El modelo de Markowitz en la gestión de Carteras, ALAITZ MENDIZÁBAL ZUBELDIA *Cuadernos de Gestión* Vol. 2. N.º 1 (Año 2002) https://addi.ehu.es/bitstream/10810/7000/1/CdG_212.pdf

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1} + d_{it}}{P_{it-1}}$$

Pit: Precio de cotización del título al final del periodo t.

Pit-1: Precio de cotización al comienzo del periodo.

Dit: Ganancias que ha obtenido el título a lo largo del periodo, como dividendos, cupones por derecho de suscripción preferente, etc.

Rut, una vez transcurrido el periodo, «ex-post», resulta una magnitud conocida con certeza. Pero la decisión de invertir se toma al comienzo del periodo, «ex-ante». En tal caso, ni Pit ni Pit son conocidos con certeza, son variables aleatorias, y en consecuencia Rit también.

2.1.6 Tasa Libre de Riesgo.

La tasa libre de riesgo es el retorno esperado para un activo sin riesgo de incumplimiento (default risk), existiendo el consenso de tomar como indicador de esta tasa al rendimiento ofrecido por los Bonos del Tesoro Norteamericano (US Treasury Bonds o T-bonds), debido a que este activo no posee antecedentes de haber incurrido en falta de pago.²³

Normativamente, la tasa libre de riesgo debe calcularse mediante el promedio aritmético de los rendimientos de los Bonos del Tesoro Americano a 10 años de los últimos doce meses

En prácticamente cualquier estudio de valoración, conocer la tasa libre de riesgo es básico, ya que de ella depende la tasa de descuento que se aplicará a unos futuros flujos de caja²⁴

Se usan los bonos del Estado ya que, se dice, que un Estado en el peor de los casos sólo debe imprimir billetes para pagar su deuda.

2.1.7 El modelo de Markowitz

Markowitz desarrolla su modelo sobre la base del comportamiento racional del inversor. Es decir, el inversor desea la rentabilidad y rechaza el riesgo. Por lo tanto, para él una cartera

²³ ACTUALIZACIÓN DEL COSTO PROMEDIO PONDERADO DE CAPITAL (WACC) APLICANDO LOS SUPUESTOS DEL MARCO MACROECONÓMICO MULTIANUAL (2010-2012)

http://www.sunass.gob.pe/mundo_sunass/fck_userfiles/file/Papers/wacc_09uevo%20marco_vf.pdf

²⁴ <http://www.rankia.com/blog/pensamientosneoliberales/430242-tasa-libre-riesgo>

será eficiente si proporciona la máxima rentabilidad posible para un riesgo dado, o de forma equivalente, si presenta el menor riesgo posible para un nivel determinado de rentabilidad. El conjunto de carteras eficientes puede calcularse resolviendo el siguiente programa cuadrático paramétrico:²⁵

$$\text{Min } \sigma^2(R_p) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i \cdot x_j \sigma_{ij}$$

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n x_i \cdot E(R_i) = V^*$$

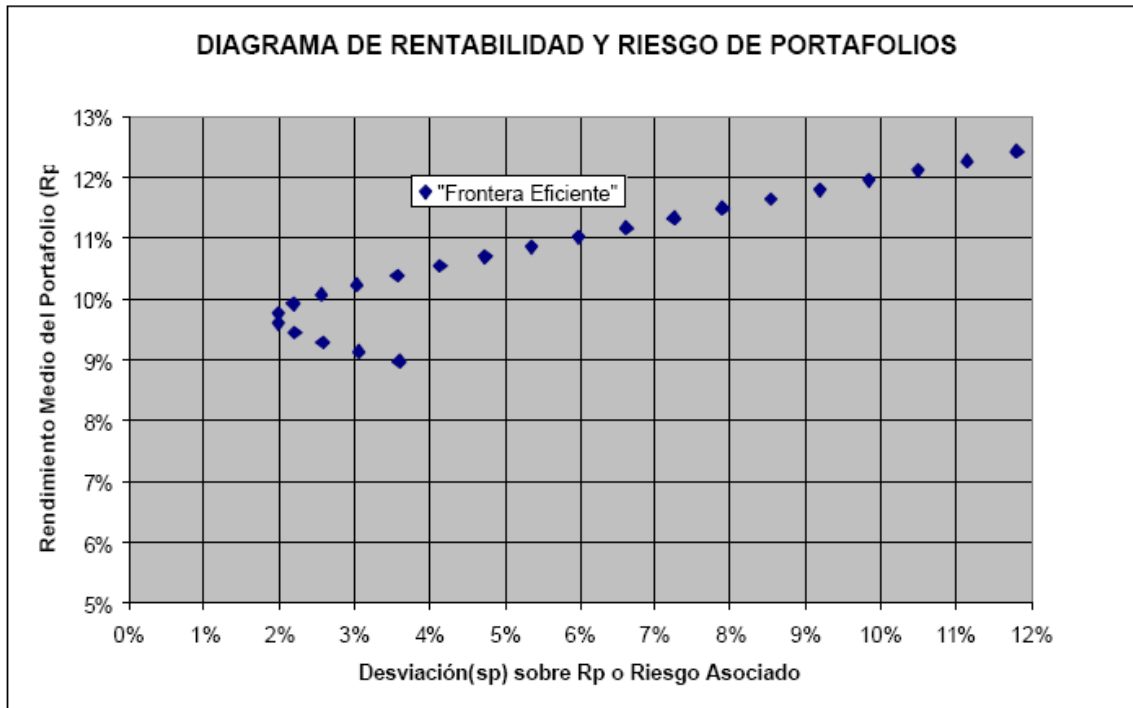
$$\sum_{i=1}^n x_i = 1$$

$$x_i \geq 0 \quad (i = 1, \dots, n)$$

Donde x_i son la proporción del presupuesto del inversor destinado al activo financiero i e incógnita del programa $\sigma^2(R_p)$, la varianza de la cartera p , y σ_{ij} , la covarianza entre los rendimientos de los valores i y j . $E(R_p)$, es la rentabilidad o rendimiento esperado de la cartera p , de tal forma que al variar el parámetro V^* obtendremos en cada caso, al resolver el programa, el conjunto de proporciones x_i que minimizan el riesgo de la cartera, así como su valor correspondiente. El conjunto de pares $[E(R_p), \sigma^2(R_p)]$ o combinaciones rentabilidad-riesgo de todas las carteras eficientes es denominado «frontera eficiente». Una vez conocida ésta, el inversor, de acuerdo con sus preferencias, elegirá su cartera óptima.

²⁵ El modelo de Markowitz en la gestión de Carteras, ALAITZ MENDIZÁBAL ZUBELDIA *Cuadernos de Gestión* Vol. 2. N.º 1 (Año 2002) https://addi.ehu.es/bitstream/10810/7000/1/CdG_212.pdf

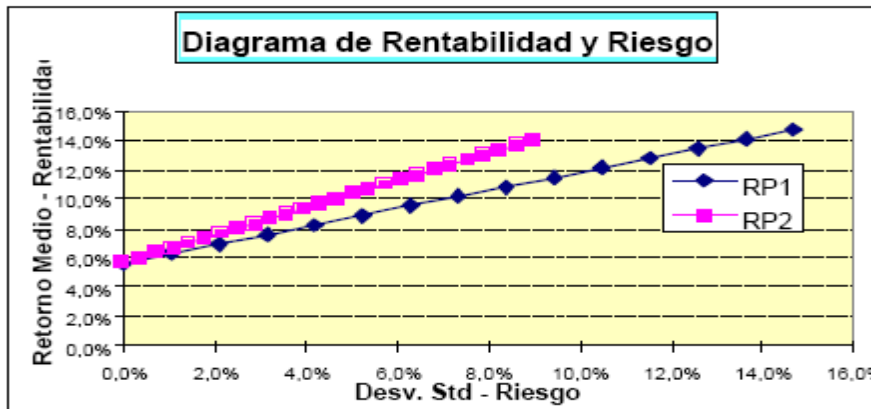
Ilustración 3: Diagrama de Rentabilidad y Riesgo de Portafolios 1



Fuente: “Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado” Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

En el caso de que existan solo dos activos, uno con riesgo como una acción y la tasa libre de riesgo, entonces el diagrama de rentabilidad y riesgo tomaría la siguiente forma:

Ilustración 4: Diagrama de Rentabilidad y Riesgo de Portafolios 2



Fuente: “Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado” Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

En el gráfico, la línea con mayor pendiente (RP1), es un portafolio que está formado por una acción y activo libre de riesgo, este portafolio posee una menor desviación estándar para cada nivel de rendimiento que el portafolio con menos pendiente (RP2), conformado por la tasa libre de riesgo y una acción con mayor desviación, el único punto en el que ambos portafolios tienen el mismo riesgo es cuando ambos portafolios invierten totalmente en el activo libre de riesgo.

2.1.8. Ventajas y desventajas del modelo de Markowitz

Desde su aparición, el modelo de Markowitz ha conseguido un gran éxito a nivel teórico, dando lugar a múltiples desarrollos y derivaciones, e incluso sentando las bases de diversas teorías de equilibrio en el mercado de activos financieros (El APT y el CAPM que son el centro de estudio de esta tesis). Sin embargo, su utilización en la práctica entre gestores de carteras y analistas de inversiones no ha sido tan extensa como podría suponerse de su éxito teórico.

Inicialmente, una de las principales causas de este hecho contradictorio radicaba en la complejidad matemática del método. Por una parte, al ser un programa cuadrático

paramétrico, el algoritmo de resolución era complejo; por otra, el número de estimaciones de rentabilidades esperadas, varianzas y covarianzas a realizar es muy elevado. De ahí que William F. Sharpe (1964, 1978) planteara poco tiempo después una simplificación consistente en suponer la existencia de una relación lineal entre el rendimiento del título y el de la cartera de mercado. Significa que podemos definir el riesgo de la cartera sin utilizar las covarianzas, suponiendo una gran simplificación en el cálculo. Así, se ha venido utilizando durante un tiempo en sustitución del modelo de Markowitz, sobre todo por la mayor sencillez de sus cálculos. Sin embargo, hoy en día, se dispone del *software* y *hardware* necesarios para resolver este tipo de problemas, lo que convierte en innecesario el modelo de Sharpe.

Por lo tanto, las razones de su escasa utilización son otras. Entre ellas, podríamos citar algunas hipótesis restrictivas que el modelo de Markowitz contiene: no tiene en cuenta los costes de transacción ni los impuestos, considera la perfecta divisibilidad de los títulos-valores seleccionados y además, no proporciona ninguna herramienta para que el inversor valore su actitud ante el riesgo y deduzca su función de utilidad, necesaria para la elección de su cartera óptima.

La mayoría de estos inconvenientes pueden solucionarse con la introducción en el modelo de nuevas restricciones. Por ejemplo: introducir los costes de transacción en el modelo asignándoles un límite; considerar los rendimientos después de impuestos para un determinado inversor; añadir una nueva restricción que garantice un mínimo de liquidez para los activos.

Normalmente, la inclusión de cualquier restricción adicional en el modelo genera una frontera de carteras eficientes que es dominada por la que resulta cuando no se tienen en cuenta las restricciones mencionadas. Es decir, dichas carteras no son tan eficientes como debieran (Haugen, 1993 y Fisher y Statman, 1997).

También puede influir el hecho de que la mayor parte de los gestores de carteras tienden a fundamentar sus decisiones en valoraciones subjetivas y no en el empleo de técnicas de

selección de inversión de tipo cuantitativo. Algunos de ellos piensan que con el empleo de este tipo de técnicas su labor dejaría de ser fundamental y podrían incluso llegar a perder su puesto de trabajo (Focardi y Jonas, 1997).

No obstante, ninguna de estas causas es definitiva. Iglesias (1998) hace un repaso de los argumentos a favor y en contra de la utilización del modelo de Markowitz y concluye que ninguno de estos últimos puede considerarse un obstáculo insalvable, señalando que «las hipótesis restrictivas en las que se basa admiten hasta cierto punto su relajación introduciendo nuevas restricciones en el planteamiento. Además, no es tan importante el que se asiente en hipótesis limitadas como que funcione bien en la práctica».

Michaud (1989) señala una serie de ventajas que tiene la utilización de una técnica de optimización como el modelo de Markowitz: satisfacción de los objetivos y restricciones de los inversores, control de la exposición de la cartera al riesgo, establecimiento de un estilo de inversión, uso eficiente de la información, etc.

2.1.9 Performance del modelo de Markowitz

La medición de la *performance*, o del resultado o rendimiento, nos permite obtener una medida de la calidad de gestión de las carteras formadas por títulos financieros en base a la rentabilidad y al riesgo. Además, nos facilita la comparación entre ellas mediante medidas homogéneas.²⁶

Dado que es posible construir portafolios con acciones y un activo libre de riesgo es posible conformar con ellos una línea de portafolio cuya medida de performance es:

$$S_p = \frac{E_p - R_f}{\sigma_p}$$

Dónde:

²⁶ El modelo de Markowitz en la gestión de Carteras, ALAITZ MENDIZÁBAL ZUBELDIA *Cuadernos de Gestión* Vol. 2. N.º 1 (Año 2002) https://addi.ehu.es/bitstream/10810/7000/1/CdG_212.pdf

Ep: rentabilidad periodal media de cada cartera.

Rf: rentabilidad periodal media del activo sin riesgo.

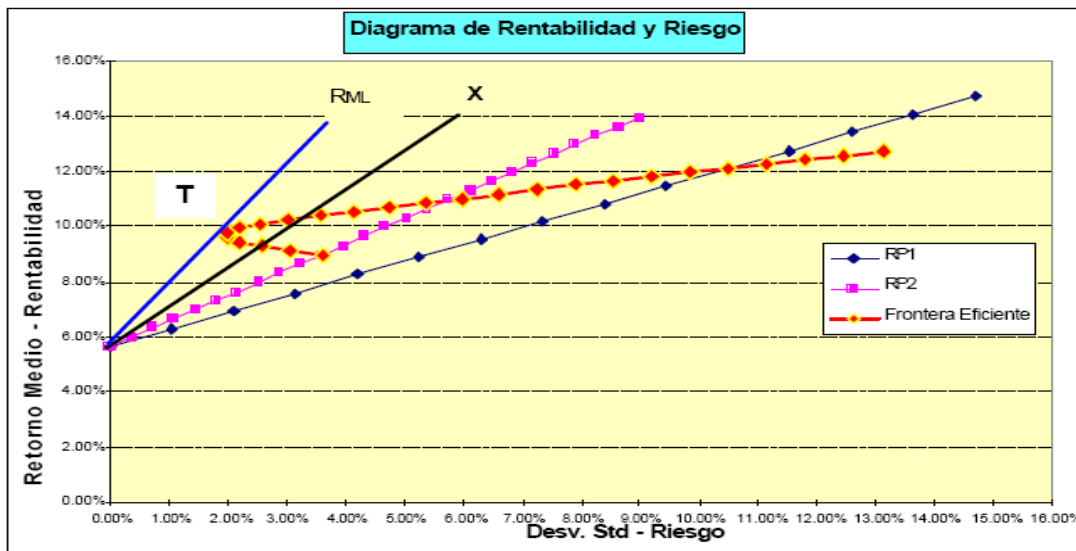
σ^2 : Desviación típica de la rentabilidad periodal media de la cartera

Este índice es un ratio prima-riesgo. El numerador es el exceso de rendimiento definido por la diferencia entre el rendimiento de la cartera y el tipo de rendimiento sin riesgo en el mismo periodo de valoración. El riesgo de la cartera se mide por la desviación estándar de ésta. Es decir, indica la prima de rentabilidad que ofrece una cartera de valores por unidad de riesgo total de la misma. Se deduce que cuanto mayor sea el ratio prima-riesgo, es mayor el éxito de la gestión del fondo.

Se puede elaborar un gráfico que contenga la frontera eficiente, los portafolios formados por cada acción individual y por un activo libre de riesgo y agregar a ello otros dos portafolios: uno superior a los anteriores, conformado por el portafolio X (ver gráfico) y por un activo libre de riesgo, y uno que a su vez es superior al anterior, que resulta ser tangente a la frontera eficiente²⁷.

²⁷ "Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado" Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

Ilustración 5 : Diagrama de Rentabilidad y Riesgo de Portafolios 3



Fuente: Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado” Sergio Bravo Orellana <http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>

Como es posible deducir, se ha logrado la línea con mayor pendiente y no es posible tener una línea superior. A esta línea que resulta ser la combinación del portafolio de acciones en el punto T y el activo libre de riesgo se le denomina **línea de mercado**. Entonces, la preocupación será determinar ese punto T, al que también se denomina **retorno de mercado**, porque representa la inversión más eficiente que el mercado puede seleccionar realizando un balance entre rentabilidad y riesgo.

Sin embargo, el índice de Sharpe acusa la falta de coherencia cuando $E_p < R_f$, es decir cuando la rentabilidad media de la cartera no supera la rentabilidad media del activo financiero sin riesgo. En esta situación, se obtiene que la derivada parcial del índice respecto al riesgo es positiva,²⁸

²⁸ El modelo de Markowitz en la gestión de Carteras, ALAITZ MENDIZÁBAL ZUBELDIA *Cuadernos de Gestión* Vol. 2. N.º 1 (Año 2002) https://addi.ehu.es/bitstream/10810/7000/1/CdG_212.pdf

$$\frac{\partial S_p}{\partial \sigma_p} > 0 \quad \left(\frac{\partial S_p}{\partial \sigma_p} = -\frac{E_p - R_f}{\sigma_p^2} \right)$$

Que no tiene sentido al indicar que ante incrementos del riesgo se producen variaciones en el índice en el mismo sentido.

Finalmente, hemos utilizado un índice alternativo con el objeto de evitar clasificaciones incorrectas de performance de las carteras. En consecuencia, hemos empleado la alternativa de coherencia absoluta al índice de Sharpe (Ferruz y Sarto, 1997):

Donde su derivada parcial respecto al riesgo es ahora:

$$\frac{\partial S_p^*}{\partial \sigma_p} = \frac{E_p / R_f}{\sigma_p^2} < 0$$

Que sólo acusaría falta de coherencia en el caso de que la rentabilidad media de la cartera fuera negativa en el periodo analizado.

2.2 Mercados Eficientes

La teoría de los mercados eficientes ha sido la proposición central en finanza en los últimos treinta años. Fama [1970], en su presentación clásica de esa teoría, define un mercado de capitales eficiente como un mercado donde el precio de los activos siempre refleja plenamente la información disponible [Shleifer 2000, 1] ²⁹.

El término “mercado eficiente “ha sido usado para diversos significados, pero ha pasado a ser muy específico en finanzas. Cuando alguien se refiere a mercados eficientes de capital quiere implicar que los precios de los títulos reflejan totalmente toda la información disponible sobre ellos. ³⁰

²⁹ LA TEORÍA DE LOS MERCADOS DE CAPITALES EFICIENTES. UN EXAMEN CRÍTICO Universidad de París I, Panteón-Sorbona
http://www.scielo.org.co/scielo.php?pid=S0121-47722003000200004&script=sci_arttext

³⁰ LA HIPÓTESIS DE LOS MERCADOS EFICIENTES, EL MODELO DEL

Esta es una hipótesis muy fuerte. Una condición necesaria para que los inversores tengan un incentivo para negociar hasta que los precios reflejen totalmente toda la información relativa a ellos, es que el coste de adquisición de la información y negociación sea cero. Como estos costes son claramente positivos, una exigencia más realista es que los precios reflejen la información hasta que “los costes marginales de obtención de la misma no excedan al beneficio marginal.”

Algunos autores exigen que los precios reflejen exactamente la información fundamental para que un mercado sea eficiente. Sin embargo, la mayor parte de los tests de la hipótesis de los mercados eficientes se refieren simplemente a la rapidez de incorporación de la información, pero no a si reflejan los precios correctamente. Entendemos la hipótesis de que los precios reflejen los valores fundamentales como “racionalidad del mercado”.

La hipótesis de los mercados eficientes se ha dividido, en principio, en tres categorías, tratando cada una de un tipo diferente de información. Fama (Eugène) en su obra “Efficient Capital Markets” se refirió inicialmente a la forma débil, la forma semi-fuerte y a la forma fuerte de la eficiencia de los mercados. Los tests de forma débil hacen referencia al hecho de que toda la información contenida en los precios históricos esté totalmente reflejada en los precios actuales. Los tests de forma semi-fuerte se refieren a si las informaciones públicamente disponibles están reflejadas en los precios actuales de los títulos.

Finalmente, los tests de forma fuerte de la hipótesis de los mercados eficientes consideran si toda la información, sea pública o privada, está totalmente reflejada en los precios de los títulos y si cualquier tipo de inversor puede obtener una ganancia adicional en negociaciones del mercado.

Al mismo tiempo, la definición de Fama es bastante vaga, lo cual da lugar a interpretaciones diferentes, por ejemplo, en dos artículos del *Journal of Economic Perspective*: Malkiel [2003] y Shiller [2003] . El primero dice que los hechos confirman la teoría de los mercados eficientes¹, mientras que el segundo afirma exactamente lo contrario, apoyándose también en hechos. ¿Cómo puede ser? Sencillamente, porque cada uno le da un

JUEGO JUSTO Y EL RECORRIDO ALEATORIO Martínez Barbeito ,Josefina Universidad A Coruña
<http://www.uv.es/asepuma/XIV/comunica/24.pdf>

contenido diferente a la teoría; y por eso no utilizan los mismos hechos al hacer sus pruebas estadísticas.³¹



³¹ http://www.scielo.org.co/scielo.php?pid=S0121-47722003000200004&script=sci_arttext

CAPITULO III: Modelo de Valoración de Activos de Capital (Capital Asset Pricing Model) y Modelo de Valoración de Activos por Arbitraje (Arbitrage Pricing Theory)

3.1 El modelo de Valoración de Activos de Capital (CAPM)

3.1.1 Supuestos para desarrollar el Valoración de Activos de Capital

El CAPM es desarrollado en un mundo hipotético donde se hacen los siguientes supuestos sobre los inversionistas y el conjunto de oportunidades:³²

1. Los inversionistas son individuos adversos al riesgo y maximizan la utilidad esperada de su riqueza al final del periodo, que ellos consideran su horizonte de planeación. Ellos escogen entre carteras alternativas en base a la media o valor esperado y la varianza de las utilidades.

2. Los inversionistas son tomadores de precios, es decir, ningún inversionista es lo suficientemente poderoso como para afectar el precio de los activos en el mercado. Además, los inversionistas tienen expectativas homogéneas sobre los retornos de los activos, es decir, pueden tomar decisiones basadas en un conjunto de oportunidades idénticos. Todos tienen la misma información al mismo tiempo.

También se supone que la tasa de retorno de los activos tiene una distribución normal conjunta.

Si la tasa de retorno de los activos tiene una distribución normal conjunta, el inversionista puede maximizar la utilidad esperada simplemente seleccionando las mejores combinaciones de media varianza. Distribución normal conjunta se refiere al hecho de que todos los activos están, en forma individual, normalmente distribuidos y, además, sus interrelaciones (covarianzas) obedecen leyes de probabilidad normal.

Por lo tanto, todos los inversionistas tienen idénticas estimaciones subjetivas de las medias, varianzas y covarianzas de utilidad entre todos los activos. Es decir, se supone que los

³² CAPITAL ASSET PRICING MODEL (CAPM) Y ARBITRAGE PRICING THEORY (APT) UNA NOTA TÉCNICA Fernando Rubio F. Universidad de Valparaíso

inversionistas están todos de acuerdo sobre el desempeño más probable de los valores, de manera individual, y que sus expectativas se basan en un periodo común, por ejemplo un año.

3. Existe un activo de cero riesgos tal que los inversionistas pueden endeudarse o prestar cantidades ilimitadas a esa tasa de cero riesgos.

4. Las cantidades de activos son fijas. Además, todos los activos son comerciables en cualquier momento, es decir, son perfectamente líquidos y perfectamente divisibles.

5. Los mercados de activos son friccionales (es decir, la tasa de endeudamiento iguala a la tasa de préstamo) y la información tiene costo cero, a la vez que esta simultáneamente disponible para todos los inversionistas.

6. No hay imperfecciones de mercado tales como impuestos, regulaciones o restricciones a ventas de corto plazo, ni costos de transacción, o cualquier restricción para operar. Van Horne (1976) acota que una condición suficiente es que estas pueden ser muy pocas y/o los costos muy bajos.

Aunque estos supuestos parecen ser sumamente limitantes, son similares a los hechos en teoría económica corriente de la firma y en los modelos básicos de Modigliani y Miller, y otros. En todo caso, cuando estos supuestos se relajan los resultados son generalmente compatibles con la teoría básica, como se apreciara mas adelante.

3.1.2. Planteamientos del CAPM

Seligman (1983) explicó, "El punto central del CAPM es que no todos los tipos de riesgo afectan a los retornos. El mercado no compensa al inversionista por sobrellevar un riesgo asociado a una compañía dada el riesgo de una huelga, por ejemplo, o el riesgo por el fracaso de un producto debido a que él puede eliminar efectivamente tales riesgos mediante diversificación. Lo que el inversionista no puede eliminar es el riesgo sistemático, es decir, aquel riesgo del cual todos los inversionistas participan a causa del hecho de que los precios

de las acciones tienden a subir y a caer juntos en un bull y en un bear market, respectivamente”.³³

Bull market es, en lenguaje bursátil estadounidense, un mercado en el cual las tendencias de los precios de la acciones en general, son al alza, considerando un periodo largo, por ejemplo, dos a tres años. Bear market, es lo contrario.

Concluye Seligman (1983): "El Beta, por lo tanto, expresa solamente el riesgo sistemático de un activo dado, midiendo la extensión en la cual la tasa de retorno de un activo ha sido mas, o menos, variable con respecto a la tasa de retorno del mercado como un todo." Tal como acota Van Horne (1976):

“Beta es simplemente la pendiente de la línea característica.” Es decir, aquella línea que nos muestra la relación entre la tasa de retorno de un activo y el factor que explica esta:

En términos algebraicos,

$$\text{TRE activo } i = \text{alfa} + \text{beta} * \text{TRE portfolio mercado} + E_i$$

Donde:

TRE activo i: Tasa de retorno en exceso, a la tasa de retorno de cero riesgo, del activo i.

TRE portfolio mercado: Tasa de retorno en exceso, a la tasa de retorno de cero

Riesgo, del portfolio de mercado.

Alfa: Parámetro de posición.

Beta: Pendiente.

E_i: Riesgo no sistemático.

³³ CAPITAL ASSET PRICING MODEL (CAPM) Y ARBITRAGE PRICING THEORY (APT) UNA NOTA TÉCNICA Fernando Rubio F. Universidad de Valparaíso

La tasa de retorno en exceso, a la tasa de retorno de cero riesgo, es la tasa de retorno esperada del activo en cuestión menos la tasa de retorno del activo de cero riesgo.

Explica Van Horne (1979): "Alfa es simplemente la intersección de la línea característica con el eje vertical. Si se espera que el retorno en exceso del portfolio de mercado sea igual a cero, el alfa para un activo en particular, en teoría debería ser cero...", puesto que, "...El alfa para el portfolio de mercado es simplemente un promedio ponderado de las alfas de todos los activos que conforman tal portfolio.

Con la existencia de mercados eficientes y el arbitraje que resulta allí, se asegura que ningún alfa será negativa, y cada alfa debe ser igual a cero para que el promedio ponderado sea cero... Usando datos del pasado para obtener la línea característica aproximada, sin embargo, podría observarse que los alfas difieren de cero si el mercado no está en equilibrio o tiene imperfecciones."

Con respecto al riesgo no sistemático, Van Horne (1979) plantea: "Mientras más bajo sea el coeficiente de determinación de la línea característica estimada, mayor será el riesgo no sistemático del activo en cuestión. Sin embargo, haciendo uso de la diversificación eficiente, puede reducirse este riesgo. Si la pendiente es igual a uno, la tasa de retorno del activo varía proporcionalmente con la tasa de retorno del portfolio de mercado... Si la pendiente es mayor que uno, el activo tiene más riesgo sistemático que el mercado como un todo. Esta clase de activos se conoce a menudo como una inversión agresiva... Una pendiente menor que uno indica que el activo tiene un menor riesgo sistemático que el mercado como un todo. Esta clase de activos se conoce a menudo como una inversión defensiva.

Mientras mayor sea la pendiente de la línea característica de un activo, identificada por su beta, mayor será su riesgo sistemático. Esto significa que para movimientos hacia arriba o hacia abajo en la tasa de retorno del portfolio de mercado, los cambios en la tasa de retorno del activo en particular serán mayores o menores, dependiendo de su beta. Entonces beta es una medida del riesgo sistemático o inevitable de los activos."

Se establecerá esto más formalmente. La tasa de retorno de todos los activos riesgosos es una función de su covarianza o correlación con la tasa de retorno del portfolio de mercado. La relación puede ser establecida como sigue:

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f) * Cov(R_i, R_m) / V(R_m)$$

Donde,

$E(R_i)$: tasa de retorno requerida para el activo.

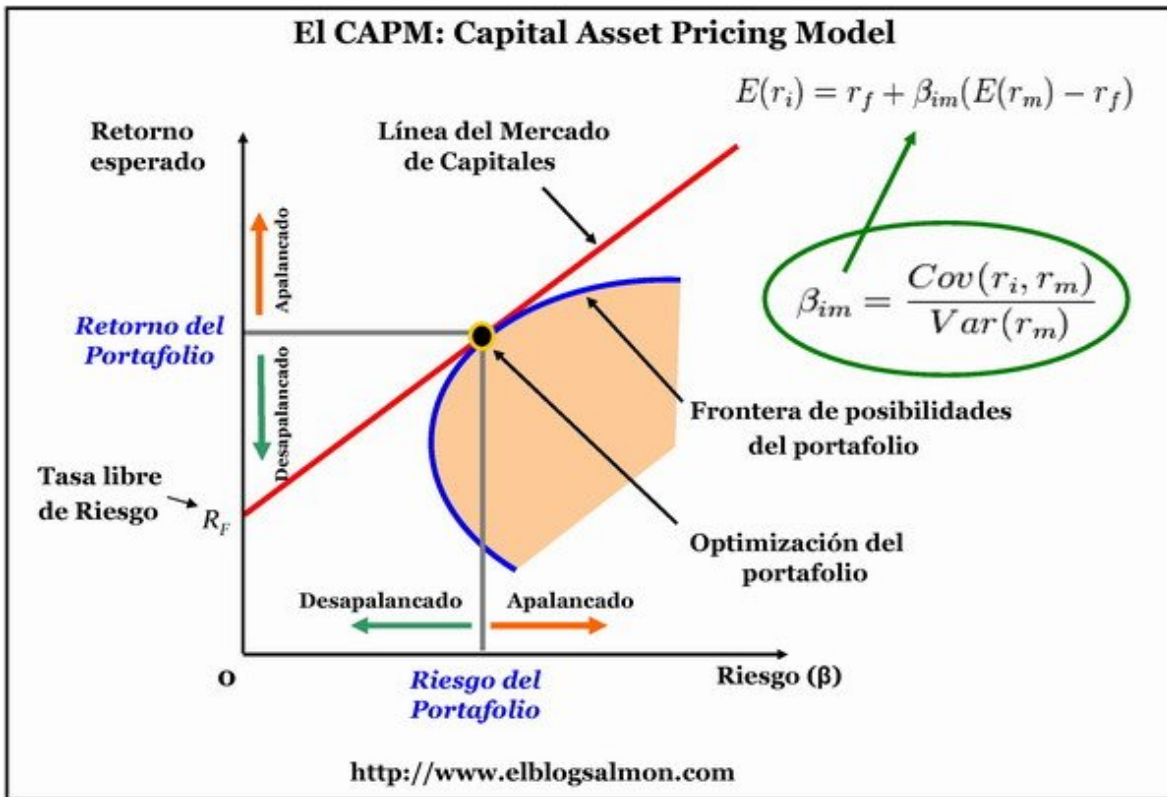
R_f : tasa de retorno del activo de cero riesgo.

$(E(R_m) - R_f)$: precio del riesgo.

$Cov(R_i, R_m) / V(R_m)$: cantidad de riesgo.

Esta ecuación es conocida como la Línea del Mercado de Valores según el CAPM, o simplemente el CAPM. La tasa de retorno requerida por los inversionistas a cualquier activo $E(R_i)$ es igual a la tasa de retorno del activo de cero riesgo existente en la economía más un premio por riesgo. El premio por riesgo es el precio del riesgo multiplicado por la cantidad de riesgo. En la terminología del CAPM, el precio del riesgo es la pendiente de la Línea de Mercado de Valores (LMV). En resumen, la LMV es aquella línea que muestra la relación entre la tasa de retorno de un activo y el riesgo sistemático. Es decir, la diferencia entre la tasa de retorno esperada del portfolio de mercado y la tasa de retorno de cero riesgos.

Ilustración 6: Capital Asset Pricing Model



Fuente: <http://www.elblogsalmon.com/conceptos-de-economia/el-capm-un-modelo-de-valoracion-de-activos-financieros>

La cantidad de riesgo es llamada beta B_i y es:

$$B_i = Cov(R_i; R_m) / V(R_m)$$

Es decir, B_i es la covarianza entre los retornos del activo riesgoso y el portafolio de mercado, dividido por la varianza del portafolio de mercado.

3.2. El modelo de Valoración de Activos por Arbitraje

3.2.1 Modelo teórico

Como argumento esencial, Ross (1976) señala que la rentabilidad de los activos

financieros, R_i , puede ser expresada por un modelo factorial:³⁴

$$R_i = E(R_i) + \beta_i \delta + \varepsilon_i$$

Donde R_i es la rentabilidad del título i , $E(i)$ es el operador esperanza matemática, β_i es la sensibilidad de la rentabilidad del título i al factor explicativo δ que tiene media cero, y ε_i es un ruido blanco.

Partiendo de esta ecuación, Ross (1976) indica que es posible formar una cartera de arbitraje bien diversificada, por tanto su rentabilidad será nula y no tendrá riesgo sistemático:

$$\sum_{i=1}^n x_i R_i = \sum_{i=1}^n x_i E(R_i) + \sum_{i=1}^n x_i \beta_i \delta + \sum_{i=1}^n x_i \varepsilon_i$$

Donde $x_i = 1/n$ es la proporción en que el título i forma parte de la cartera. Como la cartera está bien diversificada:

$$\sum_{i=1}^n x_i \varepsilon_i = 0 \text{ y } \sum_{i=1}^n x_i \beta_i = 0$$

por lo que:

$$\sum_{i=1}^n x_i R_i = \sum_{i=1}^n x_i E(R_i).$$

³⁴Contraste Factorial de Arbitrage Pricing Theory en el mercado bursátil español Nestor Bruno, Urbano Medina, Sandro Morini, Universidad de La Laguna <http://fceye.ull.es/new/investigacion/docum/ull/2002-03ull.pdf>

Por otra parte, dado que la posición de equilibrio indica una riqueza igual a cero, se tendrá que:

$$\sum_{i=1}^n x_i R_i = 0 \text{ y } E(R_i) = R_f + \lambda \beta_i,$$

Donde R_f es la rentabilidad del activo sin riesgo y λ es la sensibilidad de la rentabilidad esperada del título i a cambios en b_i .

Ross (1976) muestra que el modelo puede ampliarse a varios factores:

$$R_i = E(R_i) + \beta_{1i} \delta_1 + \dots + \beta_{ki} \delta_k + \varepsilon_i = E(R_i) + \sum_{j=1}^k \beta_{ji} \delta_j$$

Donde, de forma similar que para el caso unifactorial, $E(\delta_j) = 0 \quad j=1, \dots, k;$

$\sigma(\delta_j, \varepsilon_i) = 0 \quad j=1, \dots, k, i=1, \dots, n; E(\varepsilon_i) = 0, \sigma(\varepsilon_i, \varepsilon_{i^*}) = 0$ y la varianza de ε_i es finita.

A partir de esta ecuación es posible realizar una estimación con datos históricos de los parámetros beta, para posteriormente mediante una regresión de corte transversal realizar una contrastación de la ecuación:

$$R_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{1i} + \dots + \lambda_k \beta_{ki} + \varepsilon_i$$

El APT se rechaza si se cumple la hipótesis de que todos los valores λ_j son ceros, pues, en ese caso, no existen premios por riesgo, pudiendo éstos ser negativos al no ser relevante

el signo de los factores. Por otro lado, no podrá rechazarse si $\lambda_0 = E(R_i)$ y si, al menos,

uno de los restantes λ_j es distinto de cero.

3.2.2 VARIABLES PROPUESTAS

3.2.2.1 EL TIPO O LA TASA DE CAMBIO

El tipo de cambio nominal se puede definir como el número de unidades de moneda nacional que debemos entregar para obtener una unidad de moneda extranjera, o de manera similar, el número de unidades de moneda nacional que obtengo al vender una unidad de moneda extranjera.

El tipo de cambio real de un país (país local) respecto de otro (país extranjero) es el precio relativo de los bienes del país extranjero expresados en términos de bienes locales.

3.2.2.2³⁵ LA INFLACIÓN

Generalmente se entiende por inflación el "incremento en el nivel general de precios", o sea que la mayoría de los precios de los bienes y servicios disponibles en la economía empiezan a crecer en forma simultánea. La inflación implica por ende una pérdida en el poder de compra del dinero, es decir, las personas cada vez podrían comprar menos con sus ingresos, ya que en períodos de inflación los precios de los bienes y servicios crecen a una tasa superior a la de los salarios.

³⁵ <http://www.elprisma.com/apuntes/economia/inflacionconcepto/>

3.2.2.3 ³⁶PBI

El PIB es el valor monetario de los bienes y servicios finales producidos por una economía en un período determinado. También se lo denomina Producto Bruto Interno (PBI).

Producto se refiere a valor agregado; interno se refiere a que es la producción dentro de las fronteras de una economía; y bruto se refiere a que no se contabilizan la variación de inventarios ni las depreciaciones o apreciaciones de capital.

3.2.2.4 ³⁷ISBVL

Es un indicador que mide las variaciones en las cotizaciones de las 15 acciones más representativas de la Bolsa de Valores de Lima, el mismo que permite mostrar la tendencia del mercado bursátil en términos de los cambios que se producen en los precios de las acciones.

³⁶ <http://www.econlink.com.ar/dic/pib.shtml>

³⁷ <http://www.bvl.com.pe/eduayuda.html>

CAPITULO IV: Modelos e inferencia en regresión lineal múltiple

4.1 Planteamiento

Sea el Modelo Básico de Regresión Lineal (MBRL) definido como:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_k x_{ki} + U_i$$

Donde los parámetros β cuantifican la relación parcial de cada variable exógena X con la endógena Y.

Partimos de que se ha completado la etapa de especificación del modelo econométrico y son conocidos por tanto los valores de la “Y” y las “X” para la muestra temporal o transversal seleccionada. Hay diversas maneras de determinar el modelo.³⁸

4.2 Estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios

Uno de los procedimientos más conocidos es el denominado Estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Este procedimiento plantea utilizar, como estimación de los parámetros, aquella combinación de $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ que minimice los errores que el modelo cometerá.³⁹

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_{2i} + \hat{\beta}_3 x_{3i} + \dots + \hat{\beta}_k x_{ki}$$

³⁸ “BREVE APUNTE SOBRE LA ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS MCO Y MÁXIMA VEROSIMILITUD” Ramón Mahía – Rafael de Arce Noviembre 2011

³⁹ “BREVE APUNTE SOBRE LA ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS MCO Y MÁXIMA VEROSIMILITUD” Ramón Mahía – Rafael de Arce Noviembre 2011

Y, por tanto, podríamos computar el error o residuo que el modelo comete en la estimación de cada valor de la endógena comparando, de forma inmediata, el valor real de la endógena en cada observación con el valor estimado:

$$e_i = y_i - \hat{y}_i =$$

$$= y_i - (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_{2i} + \hat{\beta}_3 x_{3i} + \dots + \hat{\beta}_k x_{ki})$$

Este error dependería, evidentemente, del valor asignado a las estimaciones de los parámetros β ; pues bien, el método de MCO sugiere utilizar aquella combinación de parámetros estimados que minimice la suma al cuadrado de todos los errores cometidos para las “n” observaciones disponibles:

$$\hat{\beta}_{MCO} \rightarrow \min(S) = \min \sum_{i=1}^n (e_i)^2$$

Para obtener algebraicamente una expresión de cálculo operativa para los estimadores MCO, procedemos de la siguiente forma:

Desarrollo 1:

Derivación NO MATRICIAL de la expresión de los estimadores MCO

- La expresión a minimizar es:

$$(S) = \sum_{i=1}^n (e_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 x_{2i} - \hat{\beta}_3 x_{3i} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ki})^2$$

- Para obtener los valores de cada uno de los “k” parámetros $\hat{\beta}_j$ que minimizan esta expresión derivamos con respecto a cada uno de ellos e igualamos a cero, obteniendo “k” expresiones del tipo:

$$\frac{\partial(S)}{\partial \hat{\beta}_j} = 2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 x_{2i} - \hat{\beta}_3 x_{3i} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ki}) \cdot (-x_{ji}) = 0$$

- Estas expresiones, se denominan “ecuaciones normales”. En este sistema de las ecuaciones normales las incógnitas son los parámetros $\hat{\beta}_j$ a estimar y los valores conocidos son los datos muestrales recogidos de la “y” y de las “x”.
- Observadas una a una, para cada parámetro, las expresiones de las ecuaciones normales son:

$$\sum_{i=1}^n y_i x_{1i} = \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_{1i} x_{1i} + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^n x_{2i} x_{1i} + \hat{\beta}_3 \sum_{i=1}^n x_{3i} x_{1i} + \dots + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^n x_{ki} x_{1i}$$

$$\sum_{i=1}^n y_i x_{2i} = \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i} + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^n x_{2i} x_{2i} + \hat{\beta}_3 \sum_{i=1}^n x_{3i} x_{2i} + \dots + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^n x_{ki} x_{2i}$$

$$\sum_{i=1}^n y_i x_{3i} = \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_{1i} x_{3i} + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^n x_{2i} x_{3i} + \hat{\beta}_3 \sum_{i=1}^n x_{3i} x_{3i} + \dots + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^n x_{ki} x_{3i}$$

$$\sum_{i=1}^n + \dots + \dots + \dots + \dots + \dots + \dots$$

$$\sum_{i=1}^n y_i x_{ki} = \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_{1i} x_{ki} + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^n x_{2i} x_{ki} + \hat{\beta}_3 \sum_{i=1}^n x_{3i} x_{ki} + \dots + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^n x_{ki} x_{ki}$$

- Lo que, teniendo en cuenta las expresiones matriciales del vector endógeno “Y” y de la matriz de variables exógenas “X”, puede expresarse matricialmente como:

$$X'Y = X'X\hat{\beta}$$

- De donde se obtiene fácilmente (“despejando”) la expresión final matricial⁴⁰ del vector de parámetros estimados $\hat{\beta}$:

$$\begin{aligned} X'Y &= X'X\hat{\beta} \\ (X'X)^{-1}X'Y &= (X'X)^{-1}X'X\hat{\beta} \\ \hat{\beta} &= (X'X)^{-1}X'Y \end{aligned}$$

Desarrollo 2:

Derivación MATRICIAL de la expresión de los estimadores MCO

Puede comprobarse cómo podríamos haber planteado el desarrollo de la expresión de los estimadores la estimación utilizando exclusivamente álgebra matricial. Efectivamente, la minimización de residuos puede plantearse a partir del vector de residuos “e” como:

$$\min(e'e) = \min((Y - X\hat{\beta})(Y - X\hat{\beta})) = \min(Y'Y - Y'X\hat{\beta} - \hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta})$$

$$\begin{aligned} \min(e'e) &= \min((Y - X\hat{\beta})(Y - X\hat{\beta})) = \min(Y'Y - Y'X\hat{\beta} - \hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta}) \\ &= \min(Y'Y - 2\hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta}) \end{aligned}$$

Obsérvese cómo los productos matriciales $Y'X\hat{\beta}$ y $\hat{\beta}'X'Y$ son en realidad el mismo e iguales a un escalar: efectivamente, la primera expresión es la transpuesta de la segunda y dado que el orden de cada una de ellas es (1×1) , es decir, un escalar, estamos viendo en realidad dos expresiones equivalentes del mismo número (escalar). Así pues, podemos escribir $Y'X\hat{\beta} + \hat{\beta}'X'Y$ como $2Y'X\hat{\beta}$ o bien como $2\hat{\beta}'X'Y$ de modo que tenemos:

$$\min(e'e) = \min(Y'Y - 2\hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta})$$

Para resolver ahora la minimización, recurrimos de nuevo al concepto de derivada (necesariamente parcial) para lo que, en el caso de las matrices, debemos recordar una propiedad de utilidad: para cualquier par de matrices A y B se cumple que:

$$\frac{\partial(A'BA)}{\partial A} = 2BA = 2A'B$$

En nuestro caso, debemos derivar respecto a $\hat{\beta}$ (ó $\hat{\beta}'$) tres sumandos, y es para el tercero de ellos ($\hat{\beta}'X'X\hat{\beta}$) para dónde debemos recordar la propiedad matricial anterior (en nuestro caso, A es la matriz $\hat{\beta}$ y B es la matriz $X'X$).

$$\min(e'e) = \frac{\partial(e'e)}{\partial \hat{\beta}} = 0 \rightarrow \frac{\partial(Y'Y - 2\hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta})}{\partial \hat{\beta}} = 0 \rightarrow 0 - 2X'Y + 2X'X\hat{\beta} = 0$$

De donde nuevamente obtenemos:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$$

4.3 Interpretación de los estimadores MCO en la regresión múltiple

La interpretación del significado de los estimadores MCO es mucho más interesante que los detalles técnicos sobre su derivación.⁴¹

Si imaginamos una ecuación estimada con dos variables exógenas más un término independiente, el modelo estimado sería:

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_{2i} + \hat{\beta}_3 x_{3i}$$

Imaginemos una muestra temporal donde “i” representa el paso del tiempo. Si expresamos ahora el modelo “en diferencias”, es decir, si al valor estimado de “y” en el período “i” (\hat{y}_i) le restamos el valor estimado de “y” en el período “i-1” (\hat{y}_{i-1}) tenemos que:

$$\hat{y}_i - \hat{y}_{i-1} = (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_{2i} + \hat{\beta}_3 x_{3i}) - (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_{2i-1} + \hat{\beta}_3 x_{3i-1})$$

$$\Delta \hat{y}_i = \hat{\beta}_2 \Delta x_{2i} + \hat{\beta}_3 \Delta x_{3i}$$

¿Qué representa por tanto $\hat{\beta}_2$? Una forma simple de expresar $\hat{\beta}_2$ es:

$$\Delta x_{3i} = 0 \rightarrow \frac{\Delta \hat{y}_i}{\Delta x_{2i}} = \hat{\beta}_2$$

⁴¹ “BREVE APUNTE SOBRE LA ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS MCO Y MÁXIMA VEROSIMILITUD” Ramón Mahía – Rafael de Arce Noviembre 2011

Es decir, $\hat{\beta}_2$ permite computar el cambio obtenido en “y” producido por un cambio en “x₂” manteniéndose “x₃” constante. Es decir: los coeficientes de la regresión múltiple son coeficientes *ceteris paribus* o, más propiamente dicho, **coeficientes de correlación parcial**.

4.4 Perturbaciones no esféricas

Las perturbaciones esféricas establecen que el vector nx1 de perturbaciones aleatorias tiene una matriz de covarianzas escalar, esto implica dos hipótesis diferentes: homocedasticidad y autocorrelación.

La violación de estos supuestos generan los problemas de Heterocedasticidad y Autocorrelación.

4.4.1 Heteroscedasticidad

El problema de heteroscedasticidad se presenta cuando es violado el supuesto de varianza constante de los errores de la función de regresión. La heteroscedasticidad tiene que ver con la relación entre una o más de las variables independientes del modelo y el cuadrado de los errores estimados a partir de la regresión. Este problema se manifiesta en un crecimiento o decrecimiento de la varianza del modelo.⁴²

La presencia de heteroscedasticidad es muy común en regresiones estimadas a partir de datos de corte transversal. Por ejemplo, cuando se recolectan datos provenientes de estratos, de regiones, por tamaño de la familia o por tipo de empresa. En general, puede presentarse en estudios que incluyen grupos con comportamientos marcados a lo largo de toda la muestra; por ejemplo el variable ingreso monetario del hogar según el estrato, pues se puede pensar que la varianza del ingreso monetario del grupo de alta riqueza es más alta que la del grupo de escasos recursos.

La presencia de heteroscedasticidad es muy común en regresiones estimadas a partir de datos de corte transversal. Por ejemplo, cuando se recolectan datos provenientes de estratos, de regiones, por tamaño de la familia o por tipo de empresa. En general, puede

⁴² <http://es.scribd.com/doc/50870564/50/Heteroscedasticidad>

presentarse en estudios que incluyen grupos con comportamientos marcados a lo largo de toda la muestra; por ejemplo la variable ingreso monetario del hogar según el estrato, pues se puede pensar que la varianza del ingreso monetario del grupo de alta riqueza es más alta que la del grupo de escasos recursos.

Detección de la heteroscedasticidad

A continuación se presentan los métodos para detectar la existencia de heteroscedasticidad:

1. Análisis de residuales: Este método permite evaluar gráficamente si existe heteroscedasticidad causada por una variable independiente en particular o por todo el conjunto de variables independientes. Para el primer caso se elabora un diagrama de dispersión entre X_t y e_t^2 (cuadrado del término de error) donde X_t es el regresor que el investigador supone genera la heteroscedasticidad. En el segundo caso, se construye el diagrama de dispersión entre Y_t estimado y e_t^2 . Si estas gráficas muestran alguna tendencia específica, puede afirmarse que existe heteroscedasticidad en el modelo de regresión. No obstante esta metodología es indicativa y no esta basada en una prueba estadística.
2. Análisis de regresión: Es la utilización de una o más regresiones auxiliares. El procedimiento es similar al planteado para detectar multicolinealidad, con la salvedad de que ahora la regresión no se estima entre las variables independientes, sino entre el cuadrado del término de error y el conjunto de regresores del modelo original. Dentro de este método se encuentran las pruebas de Park, White, Glejser, Breusch-Pagan-Godfrey, y Golfeld – Quandt. A continuación se presenta el procedimiento general para efectuar la prueba de White:

Si se tiene el siguiente modelo original:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$$

Una vez estimado el modelo por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), el investigador debe calcular el cuadrado de los errores:

$\varepsilon_t^2 = (Y_t - \hat{Y}_t)^2$, y luego estimar por MCO el siguiente modelo:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_3 X_{1t}^2 + \alpha_4 X_{2t}^2 + \alpha_5 X_{1t} X_{2t} + v_t$$

La prueba de hipótesis relacionada con el modelo anterior es:

Ho: $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$ (No hay heteroscedasticidad)

Ha: $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq 0$ (Si hay heteroscedasticidad)

El estadístico de prueba es $nR^2 \sim X_5^2$. En este caso el número de grados de libertad es cinco, que corresponde al número de variables explicativas en la regresión de White. Asimismo, para modelos con más variables explicativas los grados de libertad serán equivalentes al número de regresores en el modelo auxiliar. Si $nR^2 > X_5^2$ a un nivel de significancia α , la hipótesis nula es rechazada, por lo tanto, existe heteroscedasticidad en el modelo original.

Es importante señalar que la prueba de White desarrollada se refiere exclusivamente a la prueba de términos cruzados debido a que incorpora en la regresión auxiliar el término de interacción de las variables independientes del modelo original: $\alpha_5 X_{1t} X_{2t}$. Cuando este componente no es agregado la prueba recibe el nombre de prueba de White sin términos cruzados. Este cambio tiene un efecto directo sobre los grados de libertad de la prueba.

Corrección de heteroscedasticidad

Las medidas correctivas principalmente incluyen dos enfoques: cuando σ^2 es conocida y cuando σ^2 es desconocida.

1. Cuando se conoce σ^2 . En este caso se utiliza el método de mínimos cuadrados ponderados (M.C.P) para realizar una transformación de las variables del modelo. Considere el modelo original el cual presenta heteroscedasticidad y σ^2 es conocida:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \varepsilon_i$$

Este método supone la siguiente transformación:

$$Y_i/\sigma = \beta_1/\sigma + \beta_2 X_i/\sigma + \varepsilon_i/\sigma$$

Donde σ^2 es la desviación estándar del modelo. Se supone que esta transformación permite que el modelo quede libre de heteroscedasticidad. No obstante, para asegurarse de esto puede efectuarse cualquiera de las pruebas de detección presentadas anteriormente.

2. Cuando no se conoce σ^2 : Por lo regular es muy difícil tener conocimiento previo de σ^2 Para utilizar el método de mínimos cuadrados ponderados debe recurrirse a supuestos ad hoc, con cierto grado de razonabilidad sobre σ^2 para proceder a la transformación de la regresión original, de tal manera, que el nuevo modelo cumpla con el supuesto de homocedasticidad. Considérese el siguiente modelo:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$$

El investigador presume que la varianza de los errores tiene la siguiente forma:

$$E(U_t^2) = \sigma^2 X_t^2$$

Esta expresión es planteada cuando se cree que la varianza de los errores es proporcional al cuadrado de la variable explicativa. Bajo este supuesto el modelo transformado puede presentarse como sigue:

$$Y_t/X_t = \beta_1(1/X_t) + \beta_2 + v_t$$

Donde $v_t = \frac{U_t}{X_t}$. Puede verificarse que:

$$E(v_t) = E(U_t/X_t) = (1/X_t)E(U_t) = 0$$

y que el modelo transformado ahora es teóricamente homocedástico:

$$E(v_t^2) = E[(U_t/X_t)^2] = (1/X_t^2)E(U_t^2) = (1/X_t^2)\sigma^2 X_t^2 = \sigma^2.$$

El método indica que las observaciones de la muestra deben dividirse por la raíz cuadrada de la estructura generadora de la heteroscedasticidad; lo cual para este ejemplo es equivalente a dividir por X_t . Luego el procedimiento indica que el modelo transformado requiere estimarse por MCO. Esta es la razón por la cual el método se denomina mínimos cuadrados ponderados, dado que se ponderan las observaciones originales por un factor. Es conveniente verificar empíricamente si luego de estimar el modelo transformado el problema de heteroscedasticidad fue corregido.

Estimador de White de $V(\hat{B}_{MCO})$

Si estimamos el MRLG por MCO:

$$Y = X\beta + u \quad E(uu') = \Sigma$$

Los estimadores son lineales, insesgados, consistentes pero ineficientes. La matriz de varianzas y covarianzas del estimador MCO en presencia de heterocedasticidad es:

$$V(\hat{\beta}_{MCO}) = (X'X)^{-1}(X'\Sigma X)(X'X)^{-1}$$

Para calcular estas varianzas y covarianzas es necesario conocer Σ , lo mismo que para evaluar el estimador $\hat{\beta}_{MCO}$, ELIO, en estas circunstancias.

Dada la dificultad que entraña el conocimiento de Σ , un estimador consistente de $V(\hat{\beta}_{MCO})$ resulta útil porque de esta forma se pueden derivar estadísticos válidos, al menos asintóticamente, para contrastar hipótesis sobre el vector de coeficientes β . Sabemos que si:

$$Y = X\beta + u \quad u \sim N(0, \Sigma)$$

White (1980) proporciona un estimador consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de $\hat{\beta}_{MCO}$:

$$(X'X)^{-1}(X'SX)(X'X)^{-1}$$

White demuestra que:

$$\widehat{X'\Sigma X} = \frac{1}{N}X'SX$$

donde $S = \text{diag}(\hat{u}_{1,MCO}^2 \quad \hat{u}_{2,MCO}^2 \quad \dots \quad \hat{u}_{N,MCO}^2)$ de forma que:

$$\text{plim} \left(\frac{1}{N}X'SX \right) = \text{plim} \left(\frac{1}{N}X'\Sigma X \right) = G.$$

Por lo tanto, la distribución asintótica del estimador MCO teniendo en cuenta el estimador

Esta matriz de varianzas y covarianzas es consistente y puede ser utilizada para hacer inferencia en muestras grandes, sin tener que especificar a priori la estructura de heterocedasticidad.

4.4.2 Autocorrelación:

El problema de autocorrelación se presenta en una regresión cuando los errores de las diferentes observaciones están relacionados en el tiempo. Esto indica que el efecto de los errores en el tiempo no es instantáneo sino por el contrario es persistente en el tiempo. La autocorrelación es más común en series ordenadas en el tiempo que en información proveniente de encuestas en un tiempo fijo (sección cruzada). La autocorrelación puede estar relacionada con los ciclos económicos; generalmente ésta se presenta en un modelo con variables macroeconómicas donde en el tiempo ocurre un evidente comportamiento tendencial.⁴³

Otra causa de la autocorrelación es la presencia de sesgo de especificación en el modelo; principalmente por omisión de variables importantes, las cuales pasan a formar parte del error de la regresión. La autocorrelación puede ser también generada en casos donde se usa una forma funcional incorrecta del modelo, esto hace que los datos se ajusten a una forma funcional que no es la más adecuada.

Se argumenta, que la manipulación de información puede llegar a generar también autocorrelación. Un caso típico se presenta en las cuentas nacionales, donde muchos datos son obtenidos a partir de otros, aplicando técnicas de interpolación o extrapolación. Por ejemplo, cuando se convierten datos diarios a semanales. Finalmente, modelos especiales como los de rezagos distribuidos y los autoregresivos pueden originar autocorrelación.

Entre las consecuencias de la autocorrelación se tiene la sobreestimación o subestimación de los estadísticos “t” que juzgan la significancia de las variables independientes en el modelo. Aunque los estimadores siguen siendo insesgados y consistentes son ineficientes. En este sentido se afecta la validez estadística de las pruebas de hipótesis.

Detección de la autocorrelación

⁴³ <http://es.scribd.com/doc/92772577/REGRESION-VS-ACP>

Los métodos más comunes para detectar autocorrelación son:

1. Análisis de residuales: este método plantea la construcción de diagramas de dispersión para los errores en función de tiempo o en función de un período inmediatamente anterior. El primer paso es estimar el modelo original por MCO. Luego los errores estimados de la regresión son graficados en un eje de coordenadas para identificar si existe alguna tendencia de los mismos en el tiempo, o de estos con su primer rezago.
2. Test de Durbin Watson: Es la prueba más conocida para detectar correlación serial; permite contrastar si el término de perturbación está autocorrelacionado. Dicha prueba presenta algunos supuestos:

Es válido para auto correlación serial de 1° orden en los residuos, no aplica para modelos con variable dependiente rezagada como variable explicativa, las variables explicativas son no estocásticas (son fijas en muestreo repetido), el modelo de regresión lineal debe incluir el intercepto, y no hay observaciones faltantes en los datos.

Una vez hallado DW, es posible usar su valor para estimar el coeficiente de autocorrelación simple mediante la expresión:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2},$$

El estadístico DW es un valor comprendido entre 0 y 4, para valores de DW cercanos a 2 no rechazaremos la hipótesis nula, por el contrario, para valores de DW alejados de 2, sí rechazaremos la hipótesis nula.

3. Prueba de Breusch-Godfrey. Esta es una prueba similar a la prueba de White. Se diferencia de esta en que la variable dependiente de la regresión auxiliar es el término de error ε y los regresores sus respectivos rezagos hasta el orden deseado por el investigador. Adicionalmente son incluidos los regresores usados en el modelo original. La hipótesis nula corresponde a que todos los coeficientes de autocorrelación de orden

(los coeficientes que acompañan a los residuos rezagados en la regresión auxiliar) son iguales a cero, mientras la hipótesis alterna es que al menos uno de ellos es distinto de cero.

4.5 Inferencia

4.5.1 t Student⁴⁴

Teoría de pequeñas muestras

En probabilidad y estadística, la distribución-t o distribución t de Student es una distribución de probabilidad que surge del problema de estimar la media de una población normalmente distribuida cuando el tamaño de la muestra es pequeño.

A la teoría de pequeñas muestras también se le llama teoría exacta del muestreo, ya que también la podemos utilizar con muestras aleatorias de tamaño grande.

Veremos un nuevo concepto necesario para poder entender la distribución t Student. Este concepto es "grados de libertad". Para definir grados de libertad se hará referencia a la varianza maestra:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n - 1}$$

Esta fórmula está basada en n-1 grados de libertad. Esta terminología resulta del hecho de que si bien s^2 está basada en n cantidades $x_1 - \bar{x}, x_2 - \bar{x}, \dots, x_n - \bar{x}$, estas suman

⁴⁴ <http://fisica.udea.edu.co/~lab->

[gicm/Laboratorio%20Fisica%201_2011/2010_teor%C3%ADa%20de%20errores/Distribucion%20de%20t%20Student.pdf](http://fisica.udea.edu.co/~lab-gicm/Laboratorio%20Fisica%201_2011/2010_teor%C3%ADa%20de%20errores/Distribucion%20de%20t%20Student.pdf)

cero, así que especificar los valores de cualquier $n-1$ de las cantidades determina el valor restante.

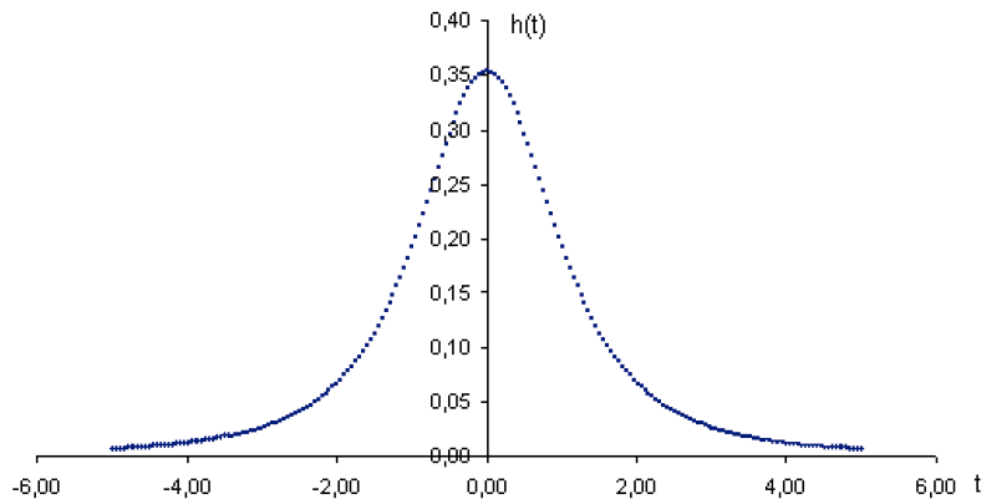
Distribución de probabilidad t-Student

Una variable aleatoria se distribuye según el modelo de probabilidad t o T de Student con k grados de libertad, donde k es un entero positivo, si su función de densidad es la siguiente:

$$h_k(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{k}{2}\right)\sqrt{\pi k}} \left(1 + \frac{t^2}{k}\right)^{-\frac{(k+1)}{2}} \quad -\infty < t < \infty, \quad \text{donde} \quad \Gamma(p) = \int_0^{\infty} e^{-x} x^{p-1} dx$$

La gráfica de esta función de densidad es simétrica, respecto del eje de ordenadas, con independencia del valor de k , y de forma algo semejante a la de una distribución normal:

Ilustración 7: Gráfica de distribución de densidad



Distribución t de Student con 10 grados de libertad

Fuente: distribución t de student http://fisica.udea.edu.co/~lab-gicm/Laboratorio%20Fisica%201_2011/2010_teor%C3%ADa%20de%20errores/Distribucion%20de%20t%20Student.pdf

Su valor medio y varianza son

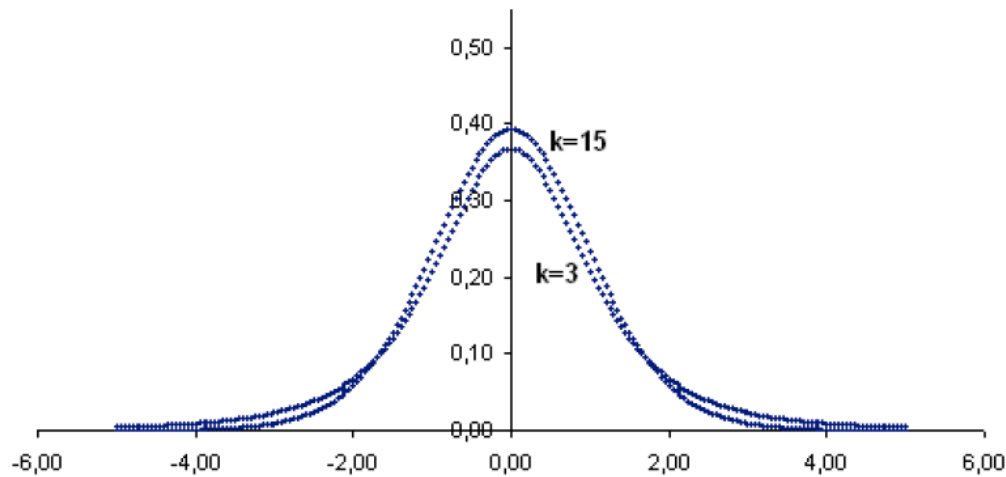
$$E(T) = \mu = \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot h_k(t) \cdot dt = \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot \frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{k}{2}\right)\sqrt{\pi k}} \left(1 + \frac{t^2}{k}\right)^{-\frac{(k+1)}{2}} dt = \dots = 0$$

Si $k > 3$

$$\text{Var}(T) = \sigma^2 = E((T - \mu)^2) = \int_{-\infty}^{\infty} (t - \mu)^2 \cdot h_k(t) \cdot dt = \int_{-\infty}^{\infty} t^2 \cdot \frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{k}{2}\right)\sqrt{\pi k}} \left(1 + \frac{t^2}{k}\right)^{-\frac{(k+1)}{2}} dt = \dots = \frac{k}{k-2}$$

La siguiente figura presenta la gráfica de varias distribuciones t. La apariencia general de la distribución t es similar a la de la distribución normal estándar: ambas son simétricas y unimodales, y el valor máximo de la ordenada se alcanza en la media $\mu = 0$. Sin embargo, la distribución t tiene colas más amplias que la normal; esto es, la probabilidad de las colas es mayor que en la distribución normal. A medida que el número de grados de libertad tiende a infinito, la forma límite de la distribución t es la distribución normal estándar.

Ilustración 8: Distribución t



Fuente: distribución t de student http://fisica.udea.edu.co/~lab-gicm/Laboratorio%20Fisica%201_2011/2010_teor%C3%ADa%20de%20errores/Distribucion%20de%20t%20Student.pdf

Propiedades de las distribuciones t

1. Cada curva t tiene forma de campana con centro en 0.
2. Cada curva t, esta más dispersa que la curva normal estándar.
3. A medida que k aumenta, la dispersión de la curva t correspondiente disminuye.
4. A medida que $k \rightarrow \infty$, la secuencia de curvas t se aproxima a la curva normal estándar

La distribución de probabilidad de t se publica, por primera vez en 1908 en un artículo de W. S. Gosset. En esa época, Gosset era empleado de una cervecería irlandesa que desaprobaba la publicación de investigaciones de sus empleados. Para evadir esta prohibición, publica su trabajo en secreto bajo el nombre de "Student". En consecuencia, la distribución t normalmente se llama distribución t de Student, o simplemente distribución t.

4.5.2 Prueba F⁴⁵

El análisis de Varianza contrasta la hipótesis de igualdad de las Medias de más de dos grupos, y tiene su fundamento en la relación entre la variación explicada por las diferencias entre grupos y la variación individual.

Consideremos la siguiente situación: Queremos comparar la efectividad de cuatro tratamientos de la depresión, para lo que aplicamos los tratamientos a cuatro grupos de pacientes seleccionados aleatoriamente. A finales del tratamiento recogemos los datos, que son:

Grupo:	1	2	3	4
Sujeto				
1	10	15	14	20
2	9	16	15	19
3	11	14	17	22

Los valores del cuerpo central de la tabla representan las puntuaciones obtenidas por el sujeto "i" en el grupo "j". Por ejemplo, $X_{32}=14$ simboliza que el sujeto número tres del grupo 2 ha obtenido una puntuación igual a 14.

Las puntuaciones de cada grupo son una muestra de la población de pacientes a los que se administra cada tratamiento (los del grupo 1, de la población a la que se administra el tratamiento 1, los del grupo 2, de la población a la que se administra el tratamiento 2, etc.). Las Medias de las poblaciones se simbolizan m_1 , m_2 , m_3 , etc. Queremos saber si estas Medias son semejantes o diferentes a la finalización del tratamiento, porque eso significaría que los tratamientos afectan de manera diferente a los pacientes. La Hipótesis Nula es:

⁴⁵ http://www.uv.es/webgid/Inferencial/41_prueba_f.html

$$\begin{aligned} H_0 : \mu_1 - \mu_2 - \mu_3 - \mu_4 &= 0 \\ H_1 : \mu_1 - \mu_2 - \mu_3 - \mu_4 &\neq 0 \end{aligned}$$

El estadístico de contraste es:

$$F = \frac{MC_b}{MC_I}$$

Donde MCE y MCI son las Medias Cuadráticas "entre" e "intra" respectivamente.

El fundamento del estadístico de contraste es:

- a) El efecto del tratamiento en cada grupo es medido por la Media de las medidas de depresión de cada grupo.
- b) Si todos los tratamientos tuvieran el mismo efecto, esperaríamos que las Medias de los grupos fueran semejantes:

$$\bar{X}_1 = \bar{X}_2 = \bar{X}_3 = \bar{X}_4$$

En cambio, cuanto más diferentes sean los efectos de los tratamientos, más diferentes esperamos que sean las Medias.

- c) La Media Cuadrática "entre" mide la variación explicada por las diferencias entre las Medias de los grupos más la variación explicada por diferencias individuales:

$$MC_E = \frac{\sum_i^J n(\bar{X}_i - \bar{X})^2}{gl_E}$$

Donde

J: Número de grupos.

n: tamaño de cada grupo.

glE: grados de libertad "entre" (J-1)

i las Medias fueran semejantes, la Media Cuadrática "entre" sería igual a 0 (porque la Media de cada grupo sería igual a la Media total). Si las Medias fueran diferentes, la Media Cuadrática "entre" será mayor cuanto más y mayores sean las diferencias.

d) La variación individual es medida por la Media Cuadrática "intra":

$$MC_I = \frac{\sum_j \sum_i (X_{ij} - \bar{X}_j)^2}{gl_I}$$

Donde

gl_I : grados de libertad "intra" = $J(n-1)$.

La Media Cuadrática "intra" mide la variación explicada por diferencias individuales porque solo depende de las diferencias dentro de cada grupo. En cambio, las diferencias entre grupos no explican la variación "intra".

e) El estadístico F pone en relación la variación "entre" respecto de la variación "intra":

$$F = \frac{MC_E}{MC_I}$$

cuanto mayor es la variación "entre" en relación a la variación "intra", mayor es el valor de F.

f) Para generalizar a la población se opera con los valores esperados de la Medias Cuadráticas:

$$E(MC_E) = \sigma^2 + \frac{n \sum_j (\mu_j - \mu)^2}{J-1}$$

El valor esperado de la Media Cuadrática "entre" es igual a la Varianza explicada (ocasionada) por las diferencias individuales más una cantidad cuyo valor depende de las diferencias entre los tratamientos (entre las muestras).

$$E(MC_I) = \sigma^2$$

El valor esperado de la Media Cuadrática "intra" es igual a la Varianza explicada por diferencias individuales.

g) Si la Hipótesis Nula fuera verdadera, es decir, si NO hubiera diferencias entre las Medias poblacionales, el valor del término de la derecha en la expresión del valor esperado de la Media Cuadrática "entre", que es:

$$\frac{n \sum_j^J (\mu_j - \mu)^2}{J-1}$$

Tomaría el valor 0 (porque las diferencias dentro del paréntesis siempre serían 0).

En consecuencia, el estadístico F sería una razón de dos estimadores de la misma Varianza y seguiría la distribución F con J-1 y J(n-1) grados de libertad.

h) Si la Hipótesis Nula fuera falsa, es a decir, si hubiera diferencias entre las Medias poblacionales, la expresión.

$$\frac{n \sum_j^J (\mu_j - \mu)^2}{J-1}$$

Tomaría un valor superior a 0. En consecuencia, el estadístico F NO sería una razón de dos estimadores de la misma Varianza y el cociente F NO seguiría la distribución $F_{J-1, J(n-1)}$.

- i) En conclusión, si el estadístico F sigue la distribución $F_{J-1, J(n-1)}$ pensaremos que no hay evidencia suficiente por rechazar la Hipótesis Nula. En cambio, si el estadístico F NO sigue la distribución $F_{J-1, J(n-1)}$, pensaremos que es más razonable rechazar la Hipótesis Nula.

PARTE II: PRUEBA EMPIRICA

CAPITULO V: Modelo, Variables y Metodología

5.1. Modelo

Para la comprobación de nuestra hipótesis usaremos el siguiente modelo lineal muestral:

$$R_i = C + B_1IPC + B_2ISBVL + B_3PBI + B_4TC + B_5@TREND + \epsilon$$

Todas las variables están expresadas en términos porcentuales, excepto por el intercepto y el término de error.

La descripción de las variables es la siguiente:

R_i : Rendimiento mensual de una acción determinada incluyendo dividendos.

IPC : Variación porcentual de los índices de precios al consumidor.

$ISBVL$: Variación porcentual mensual del Índice Selectivo de la Bolsa de Valores de Lima.

PBI : Variación porcentual mensual del PBI.

TC : Variación porcentual del tipo de cambio.

$@TREND$: Variable de tendencia.

ϵ : término de error.

Las variables que pertenecen en sí al modelo del APT que proponemos son: IPC , $ISBVL$, PBI , TC ; todas ellas son variables macroeconómicas que pueden influir sobre el rendimiento de la acción.

La variable de $@trend$ es una variable generada por Eviews®, cuyo efecto es incluir una tendencia en el análisis de regresión, cuyo fin es eliminar esta del modelo si es que existiera.

En caso el modelo del APT se cumpla, al menos el coeficiente de la variable $ISBVL$ y otro coeficiente aparte del intercepto y la tendencia (si estos lo fueran) deben ser

estadísticamente significativos, lo que indica que alguna variable macroeconómica a parte del ISBVL está influyendo sobre los rendimientos de la acción.

En el caso que el modelo del CAPM se cumpla. Solo el coeficiente del ISBVL debe ser estadísticamente significativo aparte del intercepto y la tendencia (si estos lo fueran).

Si ningún modelo fuera aplicable, solo los coeficientes: de la tendencia y/o el intercepto serán estadísticamente significativos; también ningún modelo será aplicable si todos los coeficientes no son estadísticamente significativos.

La razón porque aun si los coeficientes de tendencia y/o interceptos sean significativos no implica que un modelo funcione en el mercado peruano, es que estas variables no son parte de las variables propuestas en sí, su fin es servir solo como variables de control para evitar el problema de sesgo.

El término de error es la diferencia entre los datos estimados y los reales, será extremadamente útil ya que a través de esta variable se podrá deducir si es que existen los problemas de heterocedasticidad y autocorrelación.

5.2 Metodología

El modelo será probado como primer paso usando MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) usando el programa Eviews 5©. El primer paso será una regresión múltiple usando este método.

A continuación se procederá identificar posibles problemas de perturbaciones esféricas como son: la heterocedasticidad y la autocorrelación.

Para hallar el primer problema se usara el test de White por términos cruzados; si el modelo en conjunto que se implementa para esta prueba es estadísticamente significativo se concluirá que existe heterocedasticidad, de ser así; se procederá a corregir el problema por

el estadístico robustos a la heterocedasticidad (o también llamado Errores Consistentes con la heterocedasticidad de White).

Para detectar el segundo problema se usará el Test de Breush Godfrey Serial; si el modelo en conjunto que se implementa para esta prueba es estadísticamente significativo se concluirá que existe autocorrelación de primer o segundo orden, de ser así; se procederá a corregir el problema agregando coeficientes de autocorrelación (AR (1) y/o AR (2)).

La corrección de los problemas de Heterocedasticidad y Autocorrelación por los métodos antes señalados implicará el uso de MCG (Mínimos cuadrados generalizados).

No se incluye en la investigación el análisis del problema de Multicolinealidad debido a que resolverlo implicaría eliminar una variable con una consecuencia muy grave: que se presente sesgo y por lo tanto inconsistencia siendo estos problemas más graves que la multicolinealidad en sí.

Prescindiremos del uso del test de Durbin Watson para autocorrelación ya que se usará un test más poderoso como es el de Breusch Pagan.

Recién tras las correcciones pertinentes se procederá a sacar conclusiones definitivas acerca de la aplicación del APT o su modelo particular el CAPM presentando finalmente un cuadro donde se muestre un resumen sobre la aplicabilidad o no de un modelo en particular.

Para realizar la inferencia (prueba t y F) se usará un nivel de significancia del 5%, que suele ser el error típico usado para las regresiones, por lo tanto se rechazará la hipótesis nula tanto de la prueba t y f, siempre y cuando esta sea mayor en valor que su t o F de tablas correspondientes a ese nivel de significancia o que su probabilidad asociada sea menor al 5%.

El cuadro con el problema de las perturbaciones no esféricas resuelto (es decir el cuadro final listo para hacer inferencia estadística), se muestra a en el siguiente apartado, mientras

que cada las pruebas econométricas correspondientes para solucionar los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad se muestran en los anexos.

5.3. Regresiones

A continuación se presentaran las regresiones, de las 15 empresas que constituyen el ISBVL, siguiendo la metodología antes explicada; se muestra solamente el cuadro listo para hacer inferencia estadística y por lo tanto para ser interpretado, el proceso de cómo se llegó a este se muestra en los anexos (Anexo 2).

5.3.1 MAPLE ENERGY

Maple Energy, es una empresa integrada de energía con activos en el Perú, La operación comercial de la planta de energía de 37MW avaluada en \$ 280 millones, ubicada en la Región Piura en la costa norte del Perú, inicialmente se había previsto para 2011, pero se retrasó hasta este año debido a una disputa con proveedores. Una disputa con uno de los proveedores todavía está en curso, pero la planta ha sido finalmente completada y está generando electricidad.

Más de 165 mil toneladas de caña de azúcar han sido cosechadas y procesadas por la compañía desde que comenzó a procesar la caña de azúcar a finales de marzo de 2012. Maple espera aumentar la cantidad de caña de azúcar que extrae y procesos por día ya que la empresa sigue "elevando" el procesamiento de la caña de azúcar y la producción de etanol durante la fase inicial de operaciones, se esperan que cosechen y procesen alrededor de 900.000 toneladas de caña de azúcar de su plantación durante el año 2012.

Tabla 5 : Maple Regresión

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 17:58

Sample (adjusted): 1 47

Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.080125	0.104531	-0.766526	0.4478
TC	-0.551230	3.174606	-0.173637	0.8630
ISBVL	0.890606	0.303957	2.930037	0.0055
PBI	0.378071	0.872582	0.433278	0.6671
IPC	2.677365	1.681763	1.591999	0.1191
@TREND	-0.001928	0.002294	-0.840454	0.4055
R-squared	0.279304	Mean dependent var	-0.004681	
Adjusted R-squared	0.191415	S.D. dependent var	0.220591	
S.E. of regression	0.198358	Akaike info criterion	-0.278742	
Sum squared resid	1.613183	Schwarz criterion	-0.042553	
Log likelihood	12.55043	F-statistic	3.177897	
Durbin-Watson stat	2.194298	Prob(F-statistic)	0.016256	

Fuente: Propia

Tabla 6 : Maple Regresion Resumen

MAPLE=	-0.080125	-0.5512 TC+	0.890606 ISBVL+	0.378071 PBI+	2.677365 IPC	-0.00193 <u>.@TREND</u>
t=	-0.766526	-0.1736	2.930037	0.433278	1.591999	-0.84045
p=	0.4478	0.863	0.0055	0.6671	0.1191	0.4055
R2	0.279304					
Prob(F-statistic)	0.016256					

Fuente:Propia

El modelo propuesto del APT (Capítulo 3.2.1) propone que el rendimiento de la acción de Maple (Anexo 2 Maples) puede ser determinado por la influencia de variables macroeconómicas propuestas (Capítulo 3.2.2) como son la variación porcentual del tipo de cambio, del índices selectivo de la bolsa de valores de lima (Analizado en Capítulo 1), del PBI, del índice de precios del consumidor y de una variable de tendencia.

Para comprobar la hipótesis que las variables influyan sobre el rendimiento de la acción , se debe recurrir primero al análisis de una regresión múltiple (Capítulo 4) usando la base de datos proporcionada en los anexos, el análisis de regresión múltiple mostrado en el primer cuadro recurre a los MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) es decir minimiza la suma de cada error elevado al cuadrado con esto se obtendrá las betas de cada variable (es decir la influencia individual de cada variable o en otras palabras su pendiente); estas, en el ejemplo son las que se encuentran en la primera línea del resumen de regresión (Tabla 6), la más significativa en términos absolutos es el IPC con una beta de 2.677 y la variable menos significativa con una beta de 0.002 es la variable de tendencia.

Antes de continuar cabe indicar que se debe resolver los problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante y la autocorrelacion como la correlación serial de los errores Capítulo 4.4.1 y Capítulo 4.4.2) para realizar una correcta inferencia estadística (predecir, sacar conclusiones, para una población tomando como base una muestra de dicha población); para ver cómo se realizó este proceso recurrir los anexos (anexo 2 Maple), en este sección

se muestra la regresión original ya que no se detectaron los problemas de heterocedasticidad y auto correlación .

Ahora, se debe recurrir a la prueba de inferencia propiamente dicha , es decir a los estadísticos T y F (El primero es una prueba de significancia individual mientras que la segunda es una prueba de significancia conjunta, Capítulo 4.5) , si la prueba de significancia global rechaza la hipótesis nula que todas las betas son iguales a cero, entonces se puede aceptar el modelo en conjunto, aunque aún no se puede determinar cuál(es) es(son) la variable(s) que tiene(n) significancia estadística de manera independiente ya que para esto se debe recurrir a la prueba T.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero , ya que la probabilidad asociada al estimador (Capitulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 6 la probabilidad del estadístico F es 2% menor al 5%) ; por ende por lo menos una pendiente en el modelo debe ser diferente de cero .

Ahora que ya sabemos que al menos una pendiente de una variable es diferente de cero, debemos determinar cuál de estas tiene una influencia estadísticamente significativa, para esto se debe recurrir a la prueba T Student . En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 2.93 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0.55%, (inferior a margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5%.

El R² del modelo es del 28%, lo que implica que el modelo solo explica un 28% de las variaciones que existen en Maple; sin embargo, a pesar de este R² bajo, las pruebas de significancia estadística muestran que al menos una de las variables propuestas en el modelo influye en el rendimiento de la acción.

Por lo tanto podemos afirmar que la única variable que influye en el rendimiento de Maple es el ISBVL (la beta de esta variable como lo muestra la Tabla 6 es de 0.89), esta beta indica que cuando el rendimiento del índice aumenta un 1%, el rendimiento de la acción aumentara solo un 0.89%, por lo tanto se podría decir que esta acción es conservadora.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción se cumple el modelo del CAPM, que hay que recordar que es un caso especial del modelo APT), el valor de la beta obtenida por esta regresión para la variable ISBVL, puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas y en algunos casos poder realizar arbitraje (Si la acción está mal valuada).

5.3.2 MINERA VOLCAN

El inicio de la Historia de Volcán, se remonta al año 1943, en las alturas del abra de Ticlio, donde se iniciaron las primeras labores mineras que a la fecha, después de más de medio siglo de aporte para la minería, siguen en franco crecimiento operativo. La mina Ticlio estuvo conformada por un grupo de 30 concesiones mineras que fueron otorgadas por el Estado Peruano para que las trabaje su titular, Volcán Mines Co. En 1944 Volcán inició la producción de la mina Ticlio y el mineral fue vendido a la concentradora Mar Túnel, en ese entonces de Cerro de Pasco Cooper Corporation.

La compañía se especializa en la producción de concentrados de Zinc, plomo, plata y cobre, así como cátodos de cobre en sus minas Yauli y Cerro de Pasco ubicadas en las regiones Junín y Pasco, en los Andes Centrales del Perú. El grupo Volcán, tiene 16 minas polimetálicas, 11 de ellas subterráneas y cinco de tajo abierto.

Tabla 7: Volcán Regresión

Dependent Variable: VOLCAN

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 20:13

Sample: 1 100

Included observations: 100

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.048898	0.028157	1.736635	0.0857
TC	-1.082600	0.999728	-1.082894	0.2816
ISBVL	1.322283	0.175987	7.513542	0.0000
PBI	-0.576910	0.301132	-1.915805	0.0584
IPC	-0.832497	0.689871	-1.206743	0.2306
@TREND	0.000196	0.000325	0.603857	0.5474
R-squared	0.689866	Mean dependent var	0.030600	
Adjusted R-squared	0.673370	S.D. dependent var	0.187174	
S.E. of regression	0.106973	Akaike info criterion	-1.574362	
Sum squared resid	1.075656	Schwarz criterion	-1.418052	
Log likelihood	84.71810	F-statistic	41.81902	
Durbin-Watson stat	1.846672	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente : Propia

Tabla 8: Resumen Regresión Volcán

VOLCAN=	0.048898	-1.0826 TC +	1.322283 ISBVL	-0.57691 PBI	-0.832497 IPC	0.000196 <u>.@TREND</u>
t=	1.736635	1.7366	7.513542	-1.915805	-1.206743	0.603857
p=	0.0857	0.2816	0.00000	0.0584	0.2306	0.5474
R2	0.689866					
Prob(F-statistic)	0					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente de volcán (Anexo 2 Volcán) con respecto a las variables independientes se halló que existía heterocedasticidad (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante lo que produce que no se pueda realizar una correcta inferencia estadística Capítulo 4.4.1) tras ser corregida por los estadísticos consistentes de White (Capítulo 4.4.1) se tiene la beta en valor absoluto más significativa a la de la variable del ISBVL con 1.32.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capítulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 8 la probabilidad del estadístico F es 0% menor al 5%); por ende por lo menos una pendiente en el modelo debe ser diferente de cero.

Ahora que ya sabemos que al menos una pendiente de una variable es diferente de cero, debemos determinar cuál de estas tiene una influencia estadísticamente significativa, para esto se debe recurrir a la prueba T Student. En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 7.51 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0%, (inferior a margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5%.

El R2 del modelo es del 69%, lo que implica que el modelo explica un 69% de las variaciones que existen en Maple ; este R2 es el más alto para esta acción que ninguna otra

en la investigación, esto implica que el modelo tiene un gran poder explicativo en este caso en particular.

Por lo tanto podemos afirmar que la única variable que influye en el rendimiento de Volcán es el ISBVL (la beta de esta variable como lo muestra la Tabla 8 es de 1.32), esta beta indica que cuando el rendimiento del índice aumenta un 1%, el rendimiento de la acción aumentara solo un 1.32%, por lo tanto se podría decir que esta acción es agresiva.

Podemos concluir tras todo el análisis, aquí para esta acción se cumple el modelo del CAPM, (que hay que recordar que es un caso especial del modelo APT), el valor de la beta obtenida por esta regresión para la variable ISBVL, puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas y en algunos casos poder realizar arbitraje (Si la acción está mal valuada).

5.3.3 CORPORACIÓN ACEROS AREQUIPA

La empresa se constituyó el 31 de diciembre de 1997 con el nombre de Corporación Aceros Arequipa S.A., siendo ello resultado del proceso de fusión entre Aceros Arequipa S.A., la cual inicio operaciones en 1966, en la ciudad de Arequipa, con la finalidad de dedicarse a la producción y comercialización de perfiles y barras lisas de acero, y la empresa subsidiaria Aceros Calibrados S.A. A partir de entonces, la compañía se dedica a la fabricación de fierro corrugado, alambón para construcción, perfiles de acero y otros productos que comercializa en el territorio nacional, y en menor medida en Bolivia, Brasil, Colombia y el mercado norteamericano. Para ello, la compañía cuenta con plantas de acería y de laminación en la ciudad de Pisco y otra de laminación en la ciudad de Arequipa.

A la fecha, Corporación Aceros Arequipa S.A., mantiene una posición de liderazgo en el mercado nacional, habiendo alcanzado ingresos por ventas del orden de S/. 2,064.76 millones, representando 56.65% de participación de mercado.

Tabla 9: Regresión Corare

Dependent Variable: CORARE

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 20:58

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.024077	0.041576	-0.579102	0.5639
TC	-1.649823	1.020288	-1.617017	0.1092
ISBVL	0.719470	0.120948	5.948576	0.0000
PBI	0.548990	0.355569	1.543978	0.1260
IPC	-0.844634	0.695138	-1.215059	0.2274
@TREND	0.000153	0.000400	0.382186	0.7032
R-squared	0.398313	Mean dependent var	0.018800	
Adjusted R-squared	0.366308	S.D. dependent var	0.142887	
S.E. of regression	0.113745	Akaike info criterion	-1.451592	
Sum squared resid	1.216164	Schwarz criterion	-1.295281	
Log likelihood	78.57958	F-statistic	12.44547	
Durbin-Watson stat	1.907638	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente : Propia

Tabla 10: Resumen Regresion Corare

CORARE=	-0.024077	-1.6498 TC +	0.71947 ISBVL	0.54899 PBI	-0.844634 IPC	0.000153 .@TREND
t=	-0.579102	-1.617	5.948576	1.543978	-1.215059	0.382186
p=	0.5639	0.1092	0	0.126	0.2274	0.7032
R2	0.398313					
Prob(F-statistic)	0					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente de Corare (Anexo 2 Corare) con respecto a la variables independientes se halló que no existía heterocedasticidad y autocorrelación (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante y la autocorrelacion como la correlación serial de los errores Capitulo 4.4.1 y Capitulo 4.4.2) se tiene como la beta en valor absoluto más significativa a la del tipo de cambio de -1.64 .

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capitulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 10) la probabilidad del estadístico F es 0% menor al 5%); por ende por lo menos una pendiente en el modelo debe ser diferente de cero.

Ahora que ya sabemos que al menos una pendiente de una variable es diferente de cero, debemos determinar cuál de estas tiene una influencia estadísticamente significativa, para esto se debe recurrir a la prueba T Student. En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 5.95 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0%, (inferior a margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5% .

El R2 del modelo es del 40%, lo que implica que el modelo explica un 40% de las variaciones que existen en Corare ; este R2 es bajo, sin embargo, existe una variable que es estadísticamente significativa diferente de 0.

Por lo tanto podemos afirmar que la única variable que influye en el rendimiento de Corare es el ISBVL (la beta de esta variable como lo muestra la Tabla 10 es de 0.72), esta beta indica que cuando el rendimiento del índice aumenta un 1%, el rendimiento de la acción aumentara solo un 0.72%, por lo tanto se podría decir que esta acción es conservadora.

Podemos concluir tras todo el análisis, aquí para esta acción se cumple el modelo del CAPM, (que hay que recordar que es un caso especial del modelo APT), el valor de la beta obtenida por esta regresión para la variable ISBVL, puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas y en algunos casos poder realizar arbitraje (Si la acción está mal valuada).

5.3.4 MINSUR

Es una empresa de operaciones mineras orientada a procesar, estaño. Posee la mina San Rafael: en el departamento de Puno. El complejo metalúrgico Funsur. En el departamento de Ica. En el 2008 adquirieron una mina de estaño en Brasil por 500 millones de dólares, además cotiza en la bolsa de Nueva York (Wall Street). También planea elaborar un proyecto aurífero en la provincia de Tacna.

Tabla 11: Regresión Minsur

Dependent Variable: MINSUR

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 06:17

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.334666	0.367528	-0.910587	0.3648
TC	-2.205187	9.019277	-0.244497	0.8074
ISBVL	2.052671	1.069174	1.919866	0.0579
PBI	-0.534039	3.143203	-0.169903	0.8655
IPC	6.547515	6.144974	1.065507	0.2894
@TREND	0.004570	0.003537	1.292086	0.1995
R-squared	0.073640	Mean dependent var	0.102100	

Adjusted R-squared	0.024366	S.D. dependent var	1.017976
S.E. of regression	1.005498	Akaike info criterion	2.906967
Sum squared resid	95.03639	Schwarz criterion	3.063277
Log likelihood	-139.3483	F-statistic	1.494496
Durbin-Watson stat	2.281837	Prob(F-statistic)	0.199020

Fuente: Propia

Tabla 12: Resumen Regresión Minsur

MINSUR=	-0.334666	-2.205187	TC + 2.052671	ISBVL	-0.534039	PBI + 6.547515	IPC+	0.004570	.@TREND
t=	-0.910587	-0.244497	1.919866		-0.169903	1.065507		1.292086	
p=	0.3648	0.8074	0.0579		0.8655	0.2894		0.1995	
R2	0.073640								
Prob(F-statistic)	0.199020								

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente (Anexo 2 Minsur) de volcán con respecto a la variables independientes se halló que no existía heterocedasticidad y autocorrelacion (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante y la autocorrelacion como la correlación serial de los errores Capitulo 4.4.1 y Capitulo 4.4.2) se tiene como la beta en valor absoluto más significativa el IPC con 6.55.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que no se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capitulo 4.5) es mayor al 5% (En la Tabla 12 la probabilidad del estadístico F es 19.90% mayor al 5%); por ende ninguna pendiente es diferente de cero; esto nos indicaría que ninguna variable del modelo afecta al rendimiento de Minsur.

Sin embargo recurriremos a la prueba de T studen para analizar si alguna variable tiene significancia individual (a pesar que la prueba F indica lo contrario). En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 1.92 (inferior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 5.79%,

(superior a margen de error del 5%) por lo que la variable no debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5% por lo que tampoco deben ser incluidas en el modelo.

El R² del modelo es del 20%, lo que implica que el modelo explica solo un 20% de las variaciones que existen en Minsur; este R² es bajo, el suficiente para que no exista una influencia de las variables independientes sobre la dependiente.

Por lo tanto podemos decir que ninguna variable de las propuestas influye en el rendimiento de Minsur basándonos en las pruebas t y F ya explicadas.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción no se cumple el modelo del CAPM ni APT; el valor de la beta obtenida por esta regresión, no puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas ya que su significancia estadística es nula.

5.3.5 CERRO VERDE

Compañía minera Cerro Verde S.A.A. (Cerro Verde o la Compañía) forma parte del grupo Freeport-McMoran Copper & Gold Inc. (FCX), además participa en el accionariado de la Compañía el grupo de origen Japonés Sumitomo y la Compañía de Minas Buenaventura. Cerro verde opera la mina del mismo nombre ubicada a 30 kilómetros al suroeste de la ciudad de Arequipa, Perú.

El 19 de marzo del 2007 se completó el proceso de Fusión por absorción de Phelps Dodge Corporation (PDC) por Freeport-McMoran Copper & Gold Inc. (FCX). De esta manera, Phelps Dodge ha quedado convertida en una subsidiaria de FCX, que ha pasado a controlar indirectamente las acciones que Phelps Dodge poseía en Cerro Verde a través de Cyprus Climax Metals Company. Después de la fusión, Freeport se ha constituido en la mayor compañía pública (cuyas acciones son transadas en la Bolsa de Nueva York) productora de

cobre a nivel mundial, con reservas de cobre, oro y molibdeno en diversas operaciones en Norteamérica, Asia, Sudamérica y África.

Tabla 13: Regresion Cerro Verde

Dependent Variable: CVERDE

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 07:30

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026397	0.032031	0.824083	0.4120
TC	0.086051	0.786064	0.109471	0.9131
ISBVL	1.082722	0.093183	11.61936	0.0000
PBI	0.074329	0.273942	0.271332	0.7867
IPC	-0.293365	0.535558	-0.547775	0.5851
@TREND	-0.000228	0.000308	-0.741143	0.4605
R-squared	0.645039	Mean dependent var	0.038500	
Adjusted R-squared	0.626158	S.D. dependent var	0.143325	
S.E. of regression	0.087633	Akaike info criterion	-1.973196	
Sum squared resid	0.721875	Schwarz criterion	-1.816886	
Log likelihood	104.6598	F-statistic	34.16356	
Durbin-Watson stat	2.043792	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Tabla 14: Resumen regresión Cerro Verde

CVERDE=	0.026397 +	0.086051 TC+	1.082722 ISBVL+	0.074329 PBI	-0.293365 IPC	-0.00023 .@TREND
t=	0.824083	0.109471	11.61936	0.271332	-0.547775	-0.74114
p=	0.412	0.9131	0.0000	0.7867	0.5851	0.4605
R2	0.645039					
Prob(F-statistic)	0					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente de Cerro Verde (Anexo 2 Cerro Verde) con respecto a la variables independientes se halló que: no existía heterocedasticidad ni autocorrelación (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante lo que produce que no se pueda realizar una correcta inferencia estadística Capítulo 4.4.1 y autocorrelación como la correlación entre serial entre los errores Capítulo 4.4.2) así se tiene la beta en valor absoluto más significativa a la de la variable del ISBVL con 1.0872.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capítulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 14 la probabilidad del estadístico F es 0% menor al 5%); por ende por lo menos una pendiente en el modelo debe ser diferente de cero.

Ahora que ya sabemos que al menos una pendiente de una variable es diferente de cero, debemos determinar cuál de estas tiene una influencia estadísticamente significativa, para esto se debe recurrir a la prueba T Student. En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 11.61 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0%, (inferior a margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5%.

El R2 del modelo es del 65%, lo que implica que el modelo explica un 65% de las variaciones que existen en Cerro Verde; este R2 es el muy alto para esta acción, esto implica que el modelo tiene un gran poder explicativo en este caso en particular.

Por lo tanto podemos afirmar que la única variable que influye en el rendimiento de Cerro Verde es el ISBVL (la beta de esta variable como lo muestra la Tabla 14 es de 1.32), esta beta indica que cuando el rendimiento del índice aumenta un 1%, el rendimiento de la acción aumentara solo un 1.08%, por lo tanto se podría decir que esta acción es agresiva.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción se cumple el modelo del CAPM, (que hay que recordar que es un caso especial del modelo APT), el valor de la beta obtenida por esta regresión para la variable ISBVL, puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas y en algunos casos poder realizar arbitraje (Si la acción está mal valuada).

5.3.6 BBVA CONTINENTAL

Empresa bancaria del sector privado, organizada bajo la forma de sociedad anónima y autorizada a operar bajo el régimen de la Ley 26702, pudiendo realizar todas las operaciones reservadas a la banca nacional. Brinda todo tipo de servicios financieros y de mercado de capitales a través de una amplia red de oficinas detallistas y especializadas, así como por medio de canales alternativos como la banca telefónica, la banca por internet y la banca por intranet.

Tabla 15: Regresión Continental

Dependent Variable: CONTI

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 10:53

Sample (adjusted): 2 100

Included observations: 99 after adjustments

Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007567	0.130377	0.058043	0.9538
TC	1.610716	3.471282	0.464012	0.6437
ISBVL	0.752850	0.438925	1.715216	0.0897
PBI	-1.938825	1.132808	-1.711521	0.0904
IPC	3.041709	2.133995	1.425359	0.1574
@TREND	0.001671	0.001228	1.360523	0.1770
AR(1)	-0.196780	0.102508	-1.919657	0.0580
R-squared	0.117379	Mean dependent var	0.061111	
Adjusted R-squared	0.059817	S.D. dependent var	0.424293	
S.E. of regression	0.411407	Akaike info criterion	1.129615	
Sum squared resid	15.57153	Schwarz criterion	1.313109	
Log likelihood	-48.91596	F-statistic	2.039174	
Durbin-Watson stat	2.060659	Prob(F-statistic)	0.068211	
Inverted AR Roots	-.20			

Fuente:

Propia

Tabla 16: Resumen Regresión Continental

CONTINENTAL=	0.007567 +	1.610716 TC+	0.75285 ISBVL+	-1.938825 PBI+	3.041709 IPC+	0.001671 <u>@TREND+</u>	-0.19678 AR(1)
t=	0.058043	0.464012	1.715216	-1.711521	1.425359	1.360523	-1.919657
p=	0.9538	0.6437	0.0897	0.0904	0.1574	0.177	0.058
R2	0.117379						
Prob(F-statistic)	0.068211						

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente (Anexo 2 Continental) de Continental con respecto a la variables independientes se halló que no existía heterocedasticidad, pero si autocorrelacion (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante y la auto correlación como la correlación serial de los errores Capítulo 4.4.1 y Capitulo 4.4.2) en este caso fue una autocorrelación de primer orden mostrado en la ecuación con un símbolo de AR(1) (el error esta correlacionado con un rezago de un periodo de él mismo) con un coeficiente de 0.19678 y una probabilidad asociada de 5.8% cercano al 5% por lo que fue incluida la variable en la regresión. Se tiene como la beta en valor absoluto más significativa la del IPC con 3.041709.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que no se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capitulo 4.5) es mayor al 5% (En la Tabla 16 la probabilidad del estadístico F es 0% menor al 5%); por ende ninguna pendiente es diferente de cero; esto nos indicaría que ninguna variable del modelo afecta al rendimiento de Continental.

Sin embargo recurriremos a la prueba de T student para analizar si alguna variable tiene significancia individual (a pesar que la prueba F indica lo contrario). En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 1.72 (inferior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 8.97%, (superior a margen de error del 5%) por lo que la variable no debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor

al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5% por lo que tampoco deben ser incluidas en el modelo (Se hizo una excepción con la variable AR(1) para corregir el posible problema de autocorrelación de grado 1).

El R2 del modelo es del 11.73%, lo que implica que el modelo explica solo un 11.73% de las variaciones que existen en Continental; este R2 es bajo, lo suficiente para que no exista un influencia de las variables independientes sobre la dependiente.

Por lo tanto podemos afirmar que ninguna variable de las propuestas influye en el rendimiento de Continental basándonos en las pruebas t y F ya explicadas.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción no se cumple el modelo del CAPM ni APT; el valor de los betas obtenidos por esta regresión, no puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas ya que su significancia estadística es nula.

5.3.7 REFINERÍA LA PAMPILLA

Refinería La Pampilla S.A.A. es una empresa dedicada a la refinación, almacenamiento, comercialización, transporte y distribución de todo tipo de hidrocarburos, tales como el petróleo y sus derivados.

Actualmente, Refinería La Pampilla tiene una capacidad de refinación de 102,000 barriles por día, lo que significa más de la mitad del volumen total de refino del país. Cabe mencionar también, que toda la producción se realiza y controla de forma automática.

Tabla 17: Regresión Relapa

Dependent Variable: RELAPA

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 11:42

Sample (adjusted): 1 85

Included observations: 85 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.073160	0.046192	-1.583815	0.1172
TC	1.933711	1.547221	1.249797	0.2151
ISBVL	0.867212	0.469299	1.847888	0.0684
PBI	0.734339	0.628406	1.168575	0.2461
IPC	-0.234788	1.807450	-0.129900	0.8970
@TREND	0.000137	0.000773	0.177257	0.8598
R-squared	0.164581	Mean dependent var	-0.004941	
Adjusted R-squared	0.111707	S.D. dependent var	0.226498	
S.E. of regression	0.213473	Akaike info criterion	-0.182639	
Sum squared resid	3.600091	Schwarz criterion	-0.010216	
Log likelihood	13.76214	F-statistic	3.112669	
Durbin-Watson stat	1.825294	Prob(F-statistic)	0.012886	

Fuente: Propia

Tabla 18: Relapa Resumen Regresión

RELAPA=	-0.07316 +	1.933711 TC+	0.867212 ISBVL+	0.734339 PBI+	-0.234788 IPC+	0.000137 .@TREND
t=	-1.583815	1.249797	1.847888	1.168575	-0.1299	0.177257
p=	0.1172	0.2151	0.0684	0.2461	0.897	0.8598
R2	0.164581					
Prob(F-statistic)	0.012886					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente de Relapa (Anexo 2 Relapa) con respecto a la variables independientes se halló que existía heterocedasticidad (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante lo que produce que no se pueda realizar una correcta inferencia estadística Capitulo 4.4.1) tras ser corregida por los estadísticos consistentes de White (Capitulo 4.4.1) se tiene como la beta en valor absoluto más significativa a la de la variable del TC con 1.9334.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capitulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 18 la probabilidad del estadístico F es 1.29% menor al 5%); por ende por lo menos una pendiente en el modelo debe ser diferente de cero.

Ahora que ya sabemos que al menos una pendiente de una variable es diferente de cero, debemos determinar cuál de estas tiene una influencia estadísticamente significativa, para esto se debe recurrir a la prueba T Student. En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 1.8472 (menor al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 6.84%, (superior a margen de error del 5%) por lo que la variable no debería ser incluida en el modelo; sin embargo la prueba F nos dice que al menos una variable debe ser incluida, por lo que esta será el ISBVL debido a que es la variable que presenta mayor significancia(la existencia de esta contradicción se puede deber al problema de multicolinealidad) , mientras que las demás variables presentan

un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5%.

El R^2 del modelo es del 16.45%, lo que implica que el modelo explica un 16.45% de las variaciones que existen en Relapa; este R^2 es bajo para esta acción, esto implica que el modelo tiene poco poder explicativo en este caso en particular.

Por lo tanto podemos afirmar que la única variable que influye en el rendimiento de Relapa es el ISBVL (la beta de esta variable como lo muestra la Tabla 18 es de 0.86), esta beta indica que cuando el rendimiento del índice aumenta un 1%, el rendimiento de la acción aumentara solo un 0.86%, por lo tanto se podría decir que esta acción es conservadora.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción se cumple el modelo del CAPM, (que hay que recordar que es un caso especial del modelo APT), el valor de la beta obtenida por esta regresión para la variable ISBVL, puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas y en algunos casos poder realizar arbitraje (Si la acción está mal valuada).

5.3.8 FERREYCORP

Empresa dedicada a la maquinaria de importación, distribución, venta, alquiler y mantenimiento de la construcción, la minería, la agricultura y equipo de transporte, los vehículos y, como tal, tractores, camiones y excavadoras bajo la Oruga , Iveco , Yutong , Massey Ferguson , Terex y muchas otras marcas.

La compañía fue fundada en 1922 como "Enrique Ferreyros y Cía Sociedad en Comandita" de Enrique Ferreyros Ayulo y un pequeño grupo de colaboradores. Veinte años después, la compañía comenzó a representar marcas de otras personas en el Perú, a partir de Cartepillar.

En 1981 se transformó en sociedad anónima el / sociedad en el marco de la modernización y una nueva estructura corporativa en 1998 y abrió el capital en la Bolsa de Valores de Lima.

Tabla 19: Regresión Ferreyros

Dependent Variable: FERREY

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 14:04

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021007	0.034923	0.601504	0.5490
TC	-1.394030	0.857032	-1.626580	0.1072
ISBVL	0.435955	0.101595	4.291096	0.0000
PBI	0.059213	0.298674	0.198255	0.8433
IPC	-1.311148	0.583909	-2.245466	0.0271
@TREND	0.000319	0.000336	0.950266	0.3444
R-squared	0.332119	Mean dependent var	0.017200	
Adjusted R-squared	0.296593	S.D. dependent var	0.113921	
S.E. of regression	0.095545	Akaike info criterion	-1.800323	
Sum squared resid	0.858104	Schwarz criterion	-1.644012	
Log likelihood	96.01613	F-statistic	9.348719	
Durbin-Watson stat	2.134577	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Tabla 20: Regresion Ferreyros Resumen

FERREYROS	0.021007	-1.39403 TC +	0.435955 ISBVL+	0.059213 PBI +	-1.311148 IPC+	0.000319 .@TREND
t=	0.601504	-1.62658	4.291096	0.198255	-2.245466	0.950266
p=	0.549	0.1072	0	0.8433	0.0271	0.3444
R2	0.332119					
Prob(F-statistic)	0					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente (Anexo 2 Ferreyros) de Ferreyros con respecto a la variables independientes se halló que no existía ni heterocedasticidad ni autocorrelación (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante y la autocorrelacion como la correlación serial de los errores Capítulo 4.4.1 y Capitulo 4.4.2).

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero , ya que la probabilidad asociada al estimador (Capitulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 20 la probabilidad del estadístico F es 0%, menor al 5%) ; por ende al menos una pendiente es diferente de cero; esto nos indicaría que al menos una variable del modelo afecta al rendimiento de BAP.

Recurriremos a la prueba de T student para analizar si alguna variable tiene significancia individual. El ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 4.29 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0%, (inferior al margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo.

En este caso el IPC presenta un t student calculado en valor absoluto de 2.24 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 2.71 %, (inferior al margen de error del 5%) por lo que la variable también debe ser incluida en el modelo; mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5% por lo que no deben ser incluidas en el modelo.

Las pendientes calculadas en el modelo indican que cuando el PBI crece un 1% el rendimiento de la acción aumenta un 0.43% y cuando el índice aumenta un 1% el rendimiento de la acción aumenta un 0.59%.

El R2 del modelo es del 33.2%, lo que implica que el modelo explica un 33.21% de las variaciones que existen en Ferreyros.

Por lo tanto podemos afirmar que tanto el ISBVL como el IPC influyen en el rendimiento de Continental basándonos en las pruebas t y F ya explicadas.

Podemos concluir para esta acción en particular que el modelo del APT se cumple y también su caso especial el CAPM, por lo tanto el modelo del APT puede ser usado para valorar la empresa y para realizar arbitraje en caso que la acción está mal valuada.

5.3.9 CREDICORP (BAP)

Credicorp es el mayor holding financiero en Perú. La compañía fue fundada en 1889 y tiene su sede en Lima, ya través de sus filiales ofrece servicios de banca comercial, seguros y servicios de banca de inversión en el Perú ya nivel internacional.

Funciona a través de cuatro filiales de cada uno se especializa en un aspecto diferente de los negocios, el Banco de Crédito del Perú (BCP) y Atlantic Security Holding Corporation (ASHC) se refieren a la banca comercial y de inversión, Pacífico Seguros (PPS) ofrece un seguro a una amplia variedad de clientes (personas interesadas en auto, de vida o seguro de salud) y Prima AFP opera en el mercado de fondos de pensiones. El banco, que tiene más de 3 millones de clientes, celebró su 15 ° año como parte de la Bolsa de Nueva York haciendo sonar la campana de apertura.

Tabla 21: Regresión BAP

Dependent Variable: BAP

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 12:26

Sample (adjusted): 3 100

Included observations: 98 after adjustments

Convergence achieved after 5 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.012232	0.036364	-0.336376	0.7374
TC	-0.494788	0.751049	-0.658795	0.5117
ISBVL	0.610710	0.093848	6.507398	0.0000
PBI	0.559865	0.253191	2.211231	0.0295
IPC	-0.067617	0.534189	-0.126579	0.8996
@TREND	-0.000178	0.000257	-0.690587	0.4916
AR(2)	-0.260772	0.081617	-3.195089	0.0019
R-squared	0.394552	Mean dependent var	0.032755	
Adjusted R-squared	0.354632	S.D. dependent var	0.116856	
S.E. of regression	0.093876	Akaike info criterion	-1.824942	
Sum squared resid	0.801950	Schwarz criterion	-1.640302	
Log likelihood	96.42217	F-statistic	9.883649	
Durbin-Watson stat	1.958560	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Tabla 22: Resumen Regresión BAP

BAP	-0.012232 +	-0.494788 TC+	0.61071 ISBVL+	0.559865 PBI +	-0.067617 IPC+	-0.00018 .@TREND	-0.260772 AR(2)
t=	-0.336376	-0.658795	6.507398	2.211231	-0.126579	-0.69059	-3.195089
p=	0.7374	0.5117	0	0.0295	0.8996	0.4916	0.0019
R2	0.394552						
Prob(F-statistic)	0						

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente (Anexo 2 BAP) de BAP con respecto a la variables independientes se halló que no existía heterocedasticidad, pero si autocorrelacion (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante y la autocorrelacion como la correlación serial de los errores Capítulo 4.4.1 y Capitulo 4.4.2) en este caso fue una autocorrelación de segundo orden mostrado en la ecuación con un símbolo de AR(2) (el error esta correlacionado con el segundo rezago de él mismo) con un coeficiente de -0.26 y una probabilidad asociada de 1.9% inferior 5% por lo que fue incluida la variable en la regresión.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero , ya que la probabilidad asociada al estimador (Capitulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 22 la probabilidad del estadístico F es 0%, menor al 5%) ; por ende al menos una pendiente es diferente de cero; esto nos indicaría que al menos una variable del modelo afecta al rendimiento de BAP.

Recurriremos a la prueba de T student para analizar si alguna variable tiene significancia individual. El ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 6.5 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0%, (inferior al margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo.

En este caso el PBI presenta un t student calculado en valor absoluto de 2.21 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 2.95

%, (inferior al margen de error del 5%) por lo que la variable también debe ser incluida en el modelo; mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5% por lo que no deben ser incluidas en el modelo.

Las pendientes calculadas en el modelo indican que cuando el PBI crece un 1% el rendimiento de la acción aumenta un 0.56% y cuando el índice aumenta un 1% el rendimiento de la acción aumenta un 0.61%.

El R2 del modelo es del 39.45%, lo que implica que el modelo explica un 39.45% de las variaciones que existen en BAP.

Por lo tanto podemos afirmar que tanto el ISBVL como el PBI influyen en el rendimiento de Continental basándonos en las pruebas t y F ya explicadas.

Podemos concluir para esta acción en particular que el modelo del APT se cumple y también su caso especial el CAPM, por lo tanto el modelo del APT puede ser usado para valorar la empresa y para realizar arbitraje en caso que la acción está mal valuada.

5.3.10 GRAÑA Y MONTERO

Es la compañía de construcción e inmobiliario más antigua y más grande del Perú con sede en Lima. Se dedica a la construcción y los servicios de ingeniería.

A través de sus subsidiarias, la compañía opera en todos los sectores de la construcción e infraestructuras, la energía, los edificios, la minería, el petróleo, industrial y saneamiento, y también opera en el ámbito de la concesión de la autopista.

Tabla 23: Regresión Graña y Montero

Dependent Variable: GRAMON

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 14:45

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.061217	0.040191	1.523156	0.1311
TC	-1.941236	0.986303	-1.968194	0.0520
ISBVL	0.539911	0.116920	4.617801	0.0000
PBI	-0.163689	0.343725	-0.476220	0.6350
IPC	-1.321802	0.671984	-1.967014	0.0521
@TREND	0.000194	0.000387	0.502728	0.6163
R-squared	0.359427	Mean dependent var	0.039600	
Adjusted R-squared	0.325354	S.D. dependent var	0.133870	
S.E. of regression	0.109956	Akaike info criterion	-1.519345	
Sum squared resid	1.136494	Schwarz criterion	-1.363034	
Log likelihood	81.96723	F-statistic	10.54872	
Durbin-Watson stat	2.251354	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Tabla 24: Resumen Regresión Graña y Montero

GRAMON	0.061217	-1.941236 TC +	0.539911 ISBVL	-0.163689 PBI	-1.321802 IPC+	0.000194 @TREND
t=	1.523156	-1.968194	4.617801	-0.47622	-1.967014	0.502728
p=	0.1311	0.052	0	0.635	0.0521	0.6163
R2	0.359427					
Prob(F-statistic)	0					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente de Graña y Montero (Anexo 2 Gramon) con respecto a la variables independientes se halló que no tiene ni heterocedasticidad ni autocorrelación (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante y la autocorrelacion como la correlación serial de los errores Capitulo 4.4.1 y Capitulo 4.4.2) se tiene como la beta en valor absoluto más significativa a la de la variable del IPC con 1.32.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capitulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 24 la probabilidad del estadístico F es 0% menor al 5%); por ende por lo menos una pendiente en el modelo debe ser diferente de cero.

Ahora que ya sabemos que al menos una pendiente de una variable es diferente de cero, debemos determinar cuál de estas tiene una influencia estadísticamente significativa, para esto se debe recurrir a la prueba T Student. En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 4.62 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0%, (inferior a margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5% (El IPC y el TC superan levemente el 5% por lo que serán rechazados del modelo).

El R2 del modelo es del 36%, lo que implica que el modelo explica un 36% de las variaciones que existen en Graña y Montero.

Por lo tanto podemos afirmar que la única variable que influye en el rendimiento de Graña y Montero es el ISBVL (la beta de esta variable como lo muestra la Tabla 24 es de 1.32), esta beta indica que cuando el rendimiento del índice aumenta un 1%, el rendimiento de la acción aumentara solo un 0.54%, por lo tanto se podría decir que esta acción es conservadora.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción se cumple el modelo del CAPM, (que hay que recordar que es un caso especial del modelo APT), el valor de la beta obtenida por esta regresión para la variable ISBVL, puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas y en algunos casos poder realizar arbitraje (Si la acción está mal valuada).

5.3.11 BUENAVENTURA

Compañía de Minas Buenaventura S.A.A. es la compañía pública productora de metales preciosos más grande del Perú e importante poseedor de derechos mineros. Se encuentra comprometida con la explotación, tratamiento, y exploración de oro, plata y demás metales en minas que posee al 100% así como en aquellas en las que participa en sociedad con otra empresa minera.

Actualmente, opera diversas minas en el Perú:

Participación al 100%: Orcopampa, Uchucchacua, Poracota, Antapite, Julcani, Recuperada, Shila-Paula y Mallay.

Interés controlador: La Zanja, Tantahuatay, Colquijirca y Marcapunta (las últimas dos son operadas por El Brocal).

Buenaventura mantiene interés minoritario en: Yanacocha (43.65%), una de las minas más importantes en Latinoamérica, controlada y operada por Newmont Mining, Cerro Verde (19.6%), una importante empresa productora de cobre, operada y controlada por Freeport-McMoRan, Proyecto Chucapaca (49%), operado por Goldfields.

Tabla 25: Regresión BVN

Dependent Variable: BVN

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 16:07

Sample: 1 100

Included observations: 100

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.032878	0.049124	0.669302	0.5049
TC	1.230747	1.345561	0.914672	0.3627
ISBVL	0.793822	0.163807	4.846095	0.0000
PBI	-0.095829	0.407268	-0.235298	0.8145
IPC	-0.301882	0.904922	-0.333600	0.7394
@TREND	-0.000334	0.000295	-1.132858	0.2602
R-squared	0.333564	Mean dependent var	0.017700	
Adjusted R-squared	0.298116	S.D. dependent var	0.140078	
S.E. of regression	0.117356	Akaike info criterion	-1.389093	
Sum squared resid	1.294598	Schwarz criterion	-1.232782	
Log likelihood	75.45463	F-statistic	9.409781	
Durbin-Watson stat	1.913575	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Tabla 26: Regresión Resumen BVN

BUENAVENTURA	0.032878 +	1.230747 TC +	0.793822 ISBVL	-0.095829 PBI	-0.301882 IPC+	-0.00033 @TREND
t=	0.669302	0.914672	4.846095	-0.235298	-0.3336	-1.13286
p=	0.5049	0.3627	0	0.8145	0.7394	0.2602
R2	0.333564					
Prob(F-statistic)	0					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente de BVN (Anexo 2 Buenaventura) con respecto a la variables independientes se halló que existía heterocedasticidad (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante lo que produce que no se pueda realizar una correcta inferencia estadística Capitulo 4.4.1) tras ser corregida por

los estadísticos consistentes de White (Capítulo 4.4.1) se tiene como la beta en valor absoluto más significativa a la de la variable del Tipo de cambio con 1.23.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capítulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 26 la probabilidad del estadístico F es 0% menor al 5%); por ende por lo menos una pendiente en el modelo debe ser diferente de cero.

Ahora que ya sabemos que al menos una pendiente de una variable es diferente de cero, debemos determinar cuál de estas tiene una influencia estadísticamente significativa, para esto se debe recurrir a la prueba T Student. En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 4.84 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0%, (inferior a margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5%.

El R² del modelo es del 33.35%, lo que implica que el modelo explica un 33.35% de las variaciones que existen en BVN; este R² es el más alto para esta acción que ninguna otra en la investigación, esto implica que el modelo tiene un gran poder explicativo en este caso en particular.

Por lo tanto podemos afirmar que la única variable que influye en el rendimiento de Maple es el ISBVL (la beta de esta variable como lo muestra la Tabla 26 es de 0.79), esta beta indica que cuando el rendimiento del índice aumenta un 1%, el rendimiento de la acción aumentara solo un 0.79%, por lo tanto se podría decir que esta acción es conservadora.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción se cumple el modelo del CAPM, (que hay que recordar que es un caso especial del modelo APT), el valor de la beta obtenida por esta regresión para la variable ISBVL, puede ser usado para realizar

valoraciones de las acciones de las empresas y en algunos casos poder realizar arbitraje (Si la acción está mal valuada).

5.3.12 ALICORP

La sociedad tiene por objeto social dedicarse a la industria, exportación, importación, distribución y comercialización de productos de consumo masivo, principalmente alimenticios y de limpieza, en sus más variadas formas, en especial los que corresponden a la industria oleaginosa, de jabones, detergentes, grasas industriales, café, productos cosméticos, de higiene y limpieza personal, y productos afines y derivados de los citados. Igualmente, a la industria y comercio del trigo y/o cualquier cereal, en sus más variadas formas de harinas, fideos, galletas y toda clase de productos y subproductos harineros.

Tabla 27: Regresión ALICORP

Dependent Variable: ALICOR

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 16:38

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.029621	0.064623	0.458365	0.6477
TC	-0.878355	1.585885	-0.553858	0.5810
ISBVL	0.447906	0.187996	2.382531	0.0192
PBI	-0.299070	0.552678	-0.541129	0.5897
IPC	-0.123344	1.080488	-0.114156	0.9094
@TREND	0.000369	0.000622	0.593681	0.5542
R-squared	0.102059	Mean dependent var	0.037200	
Adjusted R-squared	0.054296	S.D. dependent var	0.181804	

S.E. of regression	0.176800	Akaike info criterion	-0.569476
Sum squared resid	2.938259	Schwarz criterion	-0.413166
Log likelihood	34.47380	F-statistic	2.136776
Durbin-Watson stat	1.911458	Prob(F-statistic)	0.067726

Fuente: Propia

Tabla 28: Resumen Regresión alicorp

ALICORP	0.029621 +	-0.878355 TC +	0.447906 ISBVL	-0.29907 PBI	-0.123344 IPC+	0.000369 .@TREND
t=	0.458365	-0.553858	2.382531	-0.541129	-0.114156	0.593681
p=	0.6477	0.581	0.0192	0.5897	0.9094	0.5542
R2	0.102059					
Prob(F-statistic)	0.067726					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente (Anexo 2 Alicorp) de Alicorp con respecto a las variables independientes se halló que no existía heterocedasticidad y autocorrelación (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante y la autocorrelación como la correlación serial de los errores Capítulo 4.4.1 y Capítulo 4.4.2) se tiene como la beta en valor absoluto más significativa el tipo de cambio con -0.87.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que no se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capítulo 4.5) es mayor al 5% (En la Tabla 28 la probabilidad del estadístico F es 6.77% mayor al 5%); por ende ninguna pendiente es diferente de cero; esto nos indicaría que ninguna variable del modelo afecta al rendimiento de minsur.

Sin embargo recurriremos a la prueba de T student para analizar si alguna variable tiene significancia individual (a pesar que la prueba F indica lo contrario). En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 2.38 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 1.92%,

(inferior a margen de error del 5%) por lo que la variable puede debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5% por lo que tampoco deben ser incluidas en el modelo.

Esta aparente contradicción entre la prueba T y F, puede ser resuelta recurriendo al argumento presentado en el libro *Econometría*⁴⁶ “*La lección que debe aprenderse es que el mensaje conjunto de los intervalos de confianza individuales no sustituye una región de confianza conjunta (implica una prueba F).*” por lo tanto nos basaremos en la prueba F que indica que todas las betas no son estadísticamente significativas diferentes de 0.

El R2 del modelo es del 10%, lo que implica que el modelo explica solo un 10% de las variaciones que existen en Alicorp; este R2 es bajo, lo suficiente para que no exista una influencia de las variables independientes sobre la dependiente.

Por lo tanto podemos decir que ninguna variable de las propuestas influye en el rendimiento de Alicorp basándonos en las pruebas F ya explicada.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción no se cumple el modelo del CAPM ni APT; el valor de la beta obtenida por esta regresión de cualquier variable, no puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas ya que su significancia estadística es nula.

5.3.13 INTERCORP FINANCIAL SERVICES (IFS)

El Intergroup Financial Service es un holding de servicios financieros peruano que comparte el accionariado de Interbank (Banco Internacional del Perú) e Interseguro. Fue creado en 2006 cuando el Grupo Interbank decidió unir el patrimonio del banco con la aseguradora.

⁴⁶ Damodar N. Gujarati, *Basic Econometrics*, Mc Graw Hill 1997 Pag 244

Intergroup es creada en 2006 e incorporada en Panamá tras una reestructuración del IFS (Grupo Interbank) realizada con la finalidad de crear un holding dedicado a la gestión de las participaciones de IFS en la industria peruana de servicios financieros. A pesar de haber sido constituida en Panamá, IFS realiza sus actividades de negocio exclusivamente en el Perú.

Tabla 29: IFS Regresión

Dependent Variable: IFS

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 17:16

Sample (adjusted): 1 59

Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001503	0.060605	-0.024800	0.9803
TC	-1.499392	1.666177	-0.899899	0.3722
ISBVL	0.935183	0.197730	4.729591	0.0000
PBI	-0.182188	0.544365	-0.334680	0.7392
IPC	0.581313	1.200375	0.484276	0.6302
@TREND	0.000913	0.001255	0.727947	0.4698
R-squared	0.406493	Mean dependent var	0.039153	
Adjusted R-squared	0.350502	S.D. dependent var	0.191584	
S.E. of regression	0.154400	Akaike info criterion	-0.802391	
Sum squared resid	1.263492	Schwarz criterion	-0.591116	
Log likelihood	29.67054	F-statistic	7.259937	
Durbin-Watson stat	2.383786	Prob(F-statistic)	0.000031	

Fuente: Propia

Tabla 30: Regresión IFS resumen

IFS	-0.001503 +	-1.499392 TC+	0.935183 ISBVL	-0.182188 PBI+	0.581313 IPC+	0.000913 .@TREND
t=	-0.0248	-0.899899	4.729591	-0.33468	0.484276	0.727947
p=	0.9803	0.3722	0	0.7392	0.6302	0.4698
R2	0.406493					
Prob(F-statistic)	0.000031					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente de IFS (Anexo 2 IFS) con respecto a la variables independientes se halló que no existía heterocedasticidad ni autocorrelación(la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante lo que produce que no se pueda realizar una correcta inferencia estadística Capítulo 4.4.1 y la autocorrelación como la correlación serial entre los errores) .Se tiene como la beta en valor absoluto más significativa a la de la variable tipo de cambio con -1.50.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capítulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 30) la probabilidad del estadístico F es 0% menor al 5%); por ende por lo menos una pendiente en el modelo debe ser diferente de cero.

Ahora que ya sabemos que al menos una pendiente de una variable es diferente de cero, debemos determinar cuál de estas tiene una influencia estadísticamente significativa, para esto se debe recurrir a la prueba T Student. En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 4.72 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0%, (inferior a margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5%.

El R2 del modelo es del 40%, lo que implica que el modelo explica un 40% de las variaciones que existen en IFS; este R2 es el muy bajo para esta acción, esto implica que el modelo tiene un poco poder explicativo en este caso en particular.

Por lo tanto podemos afirmar que la única variable que influye en el rendimiento de IFS es el ISBVL (la beta de esta variable como lo muestra la Tabla 30 es de 0.93), esta beta indica que cuando el rendimiento del índice aumenta un 1%, el rendimiento de la acción aumentara solo un 0.93%, por lo tanto se podría decir que esta acción es conservadora.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción se cumple el modelo del CAPM, (que hay que recordar que es un caso especial del modelo APT), el valor de la beta obtenida por esta regresión para la variable ISBVL, puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas y en algunos casos poder realizar arbitraje (Si la acción está mal valuada).

5.3.14 CASAGRANDE

La Empresa Agroindustrial Casa Grande S.A.A. está abocada a la siembra y procesamiento de caña de azúcar y comercialización de productos derivados de la caña, como el azúcar, alcohol, melaza y bagazo.

Casa Grande está ubicada a 50 km al norte de Trujillo y a 600 km al norte de Lima, en la provincia de Ascope, departamento de La Libertad. Casa Grande posee una propiedad de 29 383 hectáreas, de las cuales 20 000 pueden ser destinadas para el cultivo de caña de azúcar y el área restante para otros fines. El río Chicama es la principal fuente de riego de Casa Grande, el cual descarga en el terreno 400 millones de metros cúbicos al año.

Tabla 31: Regresión Casagrande

Dependent Variable: CASAGR

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 18:04

Sample: 1 100

Included observations: 100

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.049197	0.051311	0.958799	0.3401
TC	-0.693097	1.975528	-0.350841	0.7265
ISBVL	1.020798	0.201843	5.057393	0.0000
PBI	-0.364263	0.504524	-0.721994	0.4721
IPC	-0.214554	1.143761	-0.187586	0.8516
@TREND	5.02E-05	0.000540	0.092830	0.9262
R-squared	0.325545	Mean dependent var	0.047700	
Adjusted R-squared	0.289669	S.D. dependent var	0.203415	
S.E. of regression	0.171440	Akaike info criterion	-0.631041	
Sum squared resid	2.762819	Schwarz criterion	-0.474731	
Log likelihood	37.55207	F-statistic	9.074342	
Durbin-Watson stat	1.989536	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Tabla 32: Resumen Regresión Casagrande

CASAGRANDE	0.049197 +	-0.693097 TC +	1.020798 ISBVL	-0.364263 PBI	-0.214554 IPC+	5.02E-05 @TREND
t=	0.958799	-0.350841	5.057393	-0.721994	-0.187586	0.09283
p=	0.3401	0.7265	0	0.4721	0.8516	0.9262
R2	0.325545					
Prob(F-statistic)	0					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente de Relapa (Anexo 2 Casagrande) con respecto a la variables independientes se halló que existía heterocedasticidad (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante lo que produce que no se pueda realizar una correcta inferencia estadística Capitulo 4.4.1) tras ser corregida por los estadísticos consistentes de White (Capitulo 4.4.1) se tiene como la beta en valor absoluto más significativa a la de la variable del ISBVL con 1.02.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capitulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 32 la probabilidad del estadístico F es 0%, menor al 5%); por ende por lo menos una pendiente en el modelo debe ser diferente de cero.

Ahora que ya sabemos que al menos una pendiente de una variable es diferente de cero, debemos determinar cuál de estas tiene una influencia estadísticamente significativa, para esto se debe recurrir a la prueba T Student. En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 5.06 (mayor al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0%, (inferior a margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo.

El R2 del modelo es del 32.56%, lo que implica que el modelo explica un 32.52% de las variaciones que existen en Relapa.

Por lo tanto podemos afirmar que la única variable que influye en el rendimiento de Relapa es el ISBVL (la beta de esta variable como lo muestra la Tabla 18 es de 1.02), esta beta indica que cuando el rendimiento del índice aumenta un 1%, el rendimiento de la acción aumentara solo un 1.02%, por lo tanto se podría decir que esta acción se mueve de manera casi similar al índice selectivo.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción se cumple el modelo del CAPM, (que hay que recordar que es un caso especial del modelo APT), el valor de la beta

obtenida por esta regresión para la variable ISBVL, puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas y en algunos casos poder realizar arbitraje (Si la acción está mal valuada).

5.3.15 RIO ALTO MINING

Rio Alto Mining Limited es una compañía canadiense dedicada al desarrollo del proyecto de oro y cobre en la mina La Arena, de 21.000 hectáreas. Éste se encuentra en la Libertad. Rio Alto se dedica además a la adquisición, exploración y desarrollo de recursos auríferos y proyectos en estado avanzado de exploración en Perú y Latinoamérica. La Compañía reúne a un equipo de vasto conocimientos con experiencia en el desarrollo, financiamiento y operación de proyectos mineros en Perú y América Latina.

Tabla 33; Rio

Dependent Variable: RIO

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 18:23

Sample (adjusted): 1 30

Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficie			
	nt	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	-			
C	0.131921	0.424003	-0.311132	0.7584
TC	1.568024	6.215738	0.252267	0.8030
ISBVL	1.649284	0.460043	3.585063	0.0015
PBI	0.276553	1.696103	0.163052	0.8718
IPC	2.830090	8.730400	0.324165	0.7486
@TREND	0.007885	0.013505	0.583844	0.5648

R-squared	0.430506	Mean dependent var	0.094333
Adjusted R-squared	0.311862	S.D. dependent var	0.196726
			-
S.E. of regression	0.163193	Akaike info criterion	0.610915
			-
Sum squared resid	0.639164	Schwarz criterion	0.330675
Log likelihood	15.16372	F-statistic	3.628538
Durbin-Watson stat	2.373800	Prob(F-statistic)	0.013824

Fuente: Propia

Tabla 34: Resumen Regresión Rio

RIQ=	-0.131921 +	1.568024 TC +	1.649284 ISBVL+	0.276553 PBI +	2.83009 IPC+	0.007885 .@TREND
t=	-0.311132	0.252267	3.585063	0.163052	0.324165	0.583844
p=	0.7584	0.803	0.0015	0.8718	0.7486	0.5648
R2	0.430506					
Prob(F-statistic)	0.013824					

Fuente: Propia

Al realizar la regresión correspondiente de Rio (Anexo 2 Rio) con respecto a la variables independientes se halló que no tiene ni heterocedasticidad ni autocorrelación (la heterocedasticidad se define como la varianza de los errores que no permanece constante y la autocorrelacion como la correlación serial de los errores Capitulo 4.4.1 y Capitulo 4.4.2) se tiene como la beta en valor absoluto más significativa a la de la variable del IPC con 2.83.

En este caso se demuestra que la prueba de significancia global (Prueba F) indica que se debe rechazar la hipótesis nula que todas las pendientes son simultáneamente cero, ya que la probabilidad asociada al estimador (Capitulo 4.5) es menor al 5% (En la Tabla 24 la

probabilidad del estadístico F es 1.38% menor al 5%); por ende por lo menos una pendiente en el modelo debe ser diferente de cero.

Ahora que ya sabemos que al menos una pendiente de una variable es diferente de cero, debemos determinar cuál de estas tiene una influencia estadísticamente significativa, para esto se debe recurrir a la prueba T Student. En este caso el ISBVL presenta un t student calculado en valor absoluto de 3.58 (superior al t de tablas correspondiente de aproximadamente 1.96) y una probabilidad asociada de 0%, (inferior a margen de error del 5%) por lo que la variable debe ser incluida en el modelo, mientras que las demás variables presentan un t calculado en valor absoluto menor al t de tablas y una probabilidad asociada al estimador mayor al 5%.

El R² del modelo es del 43%, lo que implica que el modelo explica un 43% de las variaciones que existen en Río.

Por lo tanto podemos afirmar que la única variable que influye en el rendimiento de Río es el ISBVL (la beta de esta variable como lo muestra la Tabla 34 es de 1.65), esta beta indica que cuando el rendimiento del índice aumenta un 1%, el rendimiento de la acción aumentara solo un 1.65%, por lo tanto se podría decir que esta acción es agresiva.

Podemos concluir tras todo el análisis, que para esta acción se cumple el modelo del CAPM, (que hay que recordar que es un caso especial del modelo APT), el valor de la beta obtenida por esta regresión para la variable ISBVL, puede ser usado para realizar valoraciones de las acciones de las empresas y en algunos casos poder realizar arbitraje (Si la acción está mal valuada).

5.4 Resumen de Comprobación de Hipótesis

MAPLE=	-0.080125	-0.55123 TC +	0.8906 ISBVL+	0.378071 PBI +	2.677365 IPC	-0.00193 .@TREND	
t=	-0.766526	-0.173637	2.93	0.433278	1.591999	-0.84045	
p=	0.4478	0.863	0.0055	0.6671	0.1191	0.4055	
R2	0.279304						
Prob(F-statistic)	0.016256						
VOLCAN=	0.048898	-1.0826 TC +	1.3223 ISBVL+	-0.57691 PBI	-0.832497 IPC+	0.000196 .@TREND	
t=	1.736635	1.736635	7.5135	-1.915805	-1.206743	0.603857	
p=	0.0857	0.2816	0.00000	0.0584	0.2306	0.5474	
R2	0.689866						
Prob(F-statistic)	0						
CORARE=	-0.024077	-1.649823 TC +	0.7195 ISBVL+	0.54899 PBI	-0.844634 IPC+	0.000153 .@TREND	
t=	-0.579102	-1.617017	5.9486	1.543978	-1.215059	0.382186	
p=	0.5639	0.1092	0	0.126	0.2274	0.7032	
R2	0.398313						
Prob(F-statistic)	0						
MINSUR=	-0.334666	-2.205187 TC +	2.05267 ISBVL+	-0.534039 PBI +	6.547515 IPC+	0.004570 .@TREND	
t=	-0.910587	-0.244497	1.919866	-0.169903	1.065507	1.292086	
p=	0.3648	0.8074	0.0579	0.8655	0.2894	0.1995	
R2	0.073640						
Prob(F-statistic)	0.199020						
CVERDE=	0.026397 +	0.086051 TC +	1.0827 ISBVL+	0.074329 PBI +	-0.293365 IPC	-0.00023 .@TREND	
t=	0.824083	0.109471	11.619	0.271332	-0.547775	-0.74114	
p=	0.412	0.9131	0.0000	0.7867	0.5851	0.4605	
R2	0.645039						
Prob(F-statistic)	0						
CONTINENTAL=	0.007567 +	1.610716 TC +	0.7529 ISBVL+	-1.938825 PBI +	3.041709 IPC+	0.001671 .@TREND+	-0.19678 AR(1)
t=	0.058043	0.464012	1.7152	-1.711521	1.425359	1.360523	-1.919657
p=	0.9538	0.6437	0.0897	0.0904	0.1574	0.177	0.058
R2	0.117379						
Prob(F-statistic)	0.068211						
RELAPA=	-0.07316 +	1.933711 TC +	0.8672 ISBVL+	0.734339 PBI +	-0.234788 IPC+	0.000137 .@TREND	
t=	-1.583815	1.249797	1.8479	1.168575	-0.1299	0.177257	
p=	0.1172	0.2151	0.0684	0.2461	0.897	0.8598	
R2	0.164581						
Prob(F-statistic)	0.012886						
FERREYROS=	0.021007	-1.39403 TC +	0.436 ISBVL+	0.059213 PBI +	-1.311148 IPC+	0.000319 .@TREND	
t=	0.601504	-1.62658	4.2911	0.198255	-2.245466	0.950266	
p=	0.549	0.1072	0	0.8433	0.0271	0.3444	
R2	0.332119						
Prob(F-statistic)	0						
BAP=	-0.012232	-0.494788 TC +	0.6107 ISBVL+	0.559865 PBI +	-0.067617 IPC+	-0.00018 .@TREND	-0.260772 AR(2)
t=	-0.336376	-0.658795	6.5074	2.211231	-0.126579	-0.69059	-3.195089
p=	0.7374	0.5117	0	0.0295	0.8996	0.4916	0.0019
R2	0.394552						
Prob(F-statistic)	0						

GRAMON=	0.061217	-1.941236 TC +	0.5399 ISBVL	-0.163689 PBI	-1.321802 IPC+	0.000194 .@TREND
t=	1.523156	-1.968194	4.6178	-0.47622	-1.967014	0.502728
p=	0.1311	0.052	0	0.635	0.0521	0.6163
R2	0.359427					
Prob(F-statistic)	0					
BUENAVENTURA=	0.032878 +	1.230747 TC +	0.7938 ISBVL	-0.095829 PBI	-0.301882 IPC	-0.00033 .@TREND
t=	0.669302	0.914672	4.8461	-0.235298	-0.3336	-1.13286
p=	0.5049	0.3627	0	0.8145	0.7394	0.2602
R2	0.333564					
Prob(F-statistic)	0					
ALICORP=	0.029621	-0.878355 TC +	0.4479 ISBVL	-0.29907 PBI	-0.123344 IPC+	0.000369 .@TREND
t=	0.458365	-0.553858	2.3825	-0.541129	-0.114156	0.593681
p=	0.6477	0.581	0.0192	0.5897	0.9094	0.5542
R2	0.102059					
Prob(F-statistic)	0.067726					
IFS=	-0.001503 +	-1.499392 TC +	0.9352 ISBVL	-0.182188 PBI+	0.581313 IPC+	0.000913 .@TREND
t=	-0.0248	-0.899899	4.7296	-0.33468	0.484276	0.727947
p=	0.9803	0.3722	0	0.7392	0.6302	0.4698
R2	0.406493					
Prob(F-statistic)	0.000031					
CASAGRANDE=	0.049197	-0.693097 TC +	1.0208 ISBVL	-0.364263 PBI	-0.214554 IPC+	5.02E-05 .@TREND
t=	0.958799	-0.350841	5.0574	-0.721994	-0.187586	0.09283
p=	0.3401	0.7265	0	0.4721	0.8516	0.9262
R2	0.325545					
Prob(F-statistic)	0					
RIO=	-0.131921 +	1.568024 TC +	1.6493 ISBVL+	0.276553 PBI +	2.83009 IPC+	0.007885 .@TREND
t=	-0.311132	0.252267	3.5851	0.163052	0.324165	0.583844
p=	0.7584	0.803	0.0015	0.8718	0.7486	0.5648
R2	0.430506					
Prob(F-statistic)	0.013824					

Fuente: Propia

Cada regresión tomo como variables independientes a variables macroeconómicas, y como variable dependiente al rendimiento de las acciones; a través de la regresión múltiple se determinaron los coeficientes de la regresión.

Después de realizar la regresión inicial procedemos a realizar las respectivas correcciones de heterocedasticidad (Capítulo 4.4.1) y autocorrelación (Capítulo 4.4.2). Se usó las pruebas t y F (con un margen de error del 5%) para comprobar que una variable presenta significancia estadística.

En el cuadro superior se muestra los coeficientes de la regresión, las respectivas pruebas t, la probabilidad asociada con la prueba t y la probabilidad asociada con la prueba F, asimismo el R cuadrado de la regresión.

Como se puede ver en el cuadro en 9 empresas (Maple, Volcán, Corare, Cerro Verde, Relapa, Graña, Buenaventura, IFS y Casagrande) que son parte del ISBVL son influenciadas del mismo índice (Ver resumen de coeficientes).

En el caso de los rendimientos de Relapa es influenciado por el índice selectivo de la bolsa de valores de lima y por las variaciones porcentuales del índice del consumidor (Inflación) por lo tanto en el caso de esta empresa se acepta el modelo de valoración de activos por arbitraje.

En el caso de los rendimientos de BAP son influenciados por índice selectivo de la bolsa de valores de lima y por las variaciones porcentuales del PBI por lo tanto se acepta el modelo de valoración de activo por arbitraje.

En el caso de Minsur, Continental y Alicorp; esas acciones no son afectadas por ninguna variable de las propuestas.

Todo esto se muestra en el siguiente cuadro:

Tabla 35: Resumen de los Resultados

APT	CAPM	Ninguno	
			Maple
			Volcán
			Corare
			Minsur
			Cerro verde
			Continental
			Relapa
			Ferreyros
			BAP
			Graña
			BVN
			Alicorp
			IFS
			Casagrande

Fuente: propia

CONCLUSIONES

- 1) El objetivo general del plan de tesis (Anexo 1) fue determinar cuáles son los factores del APT (fueron propuestos el ISBVL, el IPC, el tipo de cambio, PBI y una variable de tendencia) que influyen en la rentabilidad de las acciones que cotizan en el ISBVL.

Basándonos en eso, demostramos que se comprobó la hipótesis basándonos en el capítulo anterior (Capítulo 5), y de esta forma se llegó a que:

-En 9 empresas (Maple, Volcán, Corare, Cerro Verde, Relapa, Graña, Buenaventura, IFS y Casagrande) que son parte del ISBVL son influenciadas directamente y únicamente por la cotización del mismo índice (Ver resumen de coeficientes).

-En el caso de los rendimientos de Relapa es influenciado por el índice selectivo de la bolsa de valores de lima y por las variaciones porcentuales del índice del consumidor (Inflación).

-En el caso de los rendimientos de BAP son influenciados por índice selectivo de la bolsa de valores de lima y por las variaciones porcentuales del PBI.

-En el caso de Minsur, Continental y Alicorp; esas acciones no son afectadas por ninguna variable de las propuestas.

- 2) Un objetivo específico fue determinar en qué medida explica el rendimiento de cada acción en particular, esto se puede hacer usando del R², cuando este es de 100% es modelo explica la totalidad de los rendimientos de la acción.

En el cuadro siguiente se muestra en qué medida explica el modelo cada acción en particular recurriendo al estadístico antes mencionado:

Tabla 36: Resumen del poder explicativo del modelo

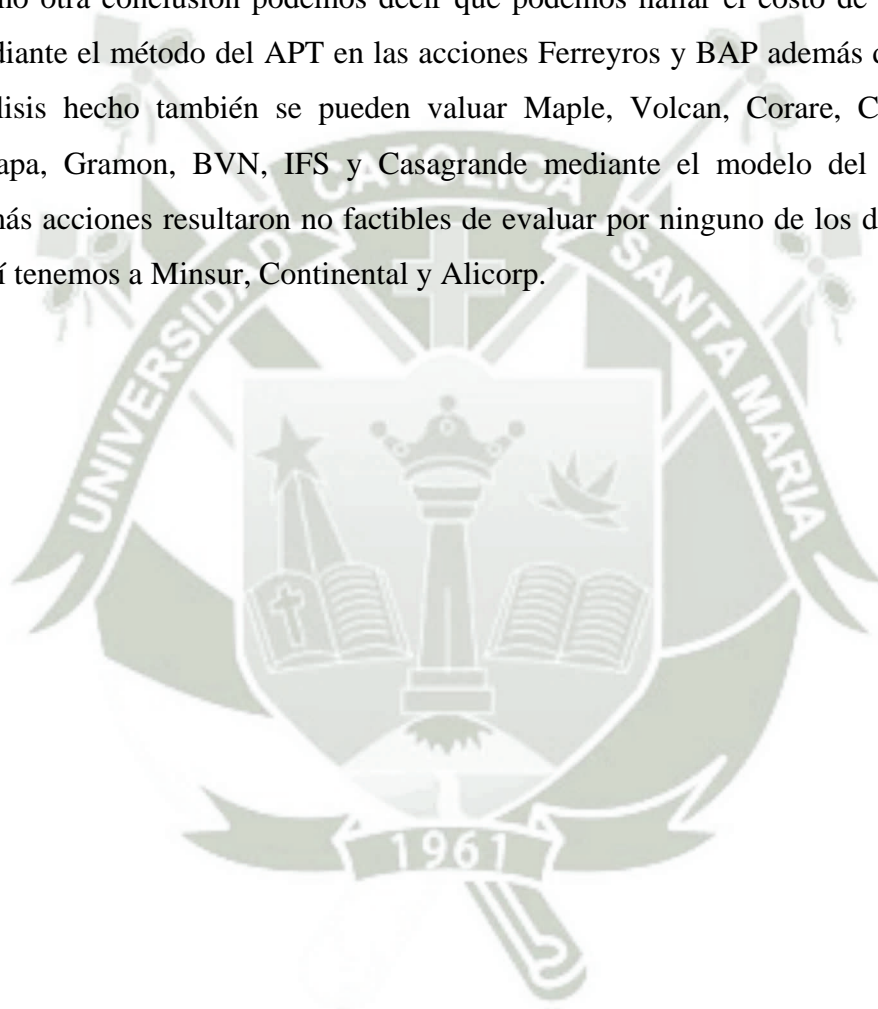
Acción	R ²
Maple	27.93%
Volcán	68.99%
Corare	39.83%
Minsur	7.36%
Cerro verde	64.50%
Continental	11.74%
Relapa	16.46%
Ferreyros	33.21%
BAP	39.46%

Graña	35.94%
BVN	33.36%
Alicorp	10.21%
IFS	40.65%
Casagrande	32.55%

Fuente: Propia

El modelo explica de mejor manera El rendimiento de CORARE (68.99%) y es mucho menos eficiente en explicar el rendimiento de MINSUR.

- 3) Como otra conclusión podemos decir que podemos hallar el costo de oportunidad mediante el método del APT en las acciones Ferreyros y BAP además derivado del análisis hecho también se pueden valorar Maple, Volcan, Corare, Cerro Verde, Relapa, Gramon, BVN, IFS y Casagrande mediante el modelo del CAPM, las demás acciones resultaron no factibles de evaluar por ninguno de los dos modelos, aquí tenemos a Minsur, Continental y Alicorp.



RECOMENDACIONES

- 1) Si bien los factores probados en esta investigación explican los rendimientos en algunas acciones, es recomendable aumentar algunas variables como rendimiento de bonos, riesgo país, agregados monetarios como M1 y M2, la tasa de referencia del BCRP entre otros, para aumentar el poder explicativo del modelo.
- 2) Como recomendación se pueden implementar modelos alternativos por ejemplo por sector (como el minero) pues comparten más relación con algunas variables o modelos como el de los tres factores de la empresa propuesto por Eugener F. Fama.
- 3) Se podría usar modelos no lineales como los polinomiales o logarítmicos para probar si con las mismas variables aumentan el poder explicativo del modelo.
- 4) Es posible usar el modelo de CAPM para determinar el costo de capital, valorar acciones y realizar arbitraje para la siguiente acciones:

Maple, Volcán, Corare, Cerro Verde, Relapa, Gramon, BVN, IFS, Casagrande.

Asimismo es posible usar el modelo del APT para determinar el costo de capital, valorar acciones y realizar arbitraje para: Ferreyros y BAP.

BIBLIOGRAFIA

LIBROS

1. BODIE ZVI; Merton Robert C.
1999 Finanzas. Segunda Edición. Estados Unidos, Pearson Educación
2. CASTRO, Juan Francisco y Roddy RIVAS LLOSA
2007 Econometría Aplicada. Primera Edición. Perú, Universidad del Pacifico.
3. FERNÁNDEZ, Pablo
2002 Valoración de empresas. Segunda Edición. España, Gestión 2000
4. HERNANDEZ, Roberto; Carlos FERNANDEZ-COLLADO, y Pilar BAPTISTA, LUCIO
2006 Metodología de la Investigación. Cuarta Edición. México, Mc Graw Hill
5. PAREDES NUÑEZ, Julio
2009 Manual para la investigación científica. Sexta Edición. Perú, UCSM
6. ROSS, Sthepen A.; Randolph W. WESTERFIELD y Jeffrey F. JAFFE
2009 Finanzas Corporativas. Octava Edición. Estados Unidos, Mc Graw Hill
7. TONG, Jesús

2006 Finanzas empresariales: La decisión de inversión.
Primera Edición. Perú, Universidad del Pacifico

8. VAN HORNE, James C. y John M. WACHOWICZ JR.
2002 Administración Financiera. Undécima Edición.
Estados Unidos, Pearson Education

PAPERS

1. ALAITZ MENDIZÁBAL ZUBELDIA

s.f. “El modelo de Markowitz en la gestión de Carteras”. En: Archivo Digital para la Docencia y la Investigación de la Universidad del País Vasco. Fecha de consulta: 25/08/2012
<https://addi.ehu.es/bitstream/10810/7000/1/CdG_212.pdf>

2. Bolsa de Valores de Lima

s.f. “Metodología para el cálculo del Índice Selectivo Peru-15”. En: Bolsa de Valore de Lima. Fecha de consulta:
20/07/2012 http://www.bvl.com.pe/metodo_isperu-15.pdf

3. BRAVO, Sergio

s.f. “Determinación de portafolios de activos financieros, la frontera eficiente y la línea de mercado”. En: índice Perú. Fecha de consulta: 10/09/2012
<<http://www.indiceperu.com/lecturas/paper01.pdf>>

4. BRUNO, Néstor; Urbano MEDINA y Sandro MORINI

2002 “Contraste Factorial de Arbitraje Pricing Theory en el mercado bursátil español”. En: Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad de La Laguna Fecha de consulta: 10/09/2012
<<http://fceye.ull.es/new/investigacion/docum/ull/2002-03ull.pdf>>

5. HYME, Pauline

2003 ”La Teoría de los Mercados de Capitales Eficientes un examen crítico”. En: Scientific Electronic Library online. Fecha de consulta: 20/10/12
<http://www.scielo.org.co/scielo.php?pid=S0121-47722003000200004&script=sci_arttext>

6. MAHÍA, Ramón y Rafael DE ARCE

2011 “breve apunte sobre la estimación de los parámetros MCO y Máxima Verosimilitud” En: Universidad Autónoma de Madrid. Fecha de consulta: 12/10/12 http://www.uam.es/personal_pdi/economicas/rarce/pdf/estimacion_mco_mv.pdf

7. MARKOWITZ, Harry

1952 “Portfolio Selection”. En: Hong Kong University of Science and Technology Department of Mathematics. Fecha de consulta: 15/10/12
<http://www.math.ust.hk/~maykwok/courses/ma362/07F/markowitz_JF.pdf>

8. MARTINEZ, Josefina

s.f. “la hipótesis de los mercados eficientes, el modelo del juego justo y el recorrido aleatorio Universidad A Coruña” En: Universitat de València
Fecha de consulta: 20/10/12
<<http://www.uv.es/asepuma/XIV/comunica/24.pdf>>

9. OCHO, Sandra

2008 “El modelo de Markowitz en la teoría de portafolios de inversión”. En Sección de Estudios de Posgrado e Investigación de la Unidad Profesional Interdisciplinaria de Ingeniería y Ciencias Sociales y Administrativas. Fecha de consulta: 08/09/12 <<http://www.sepi.upiicsa.ipn.mx/tesis/346.pdf>>

10. ROSALES, Ramony Antonio BONDIÑA

2006 “Introducción a la Econometría” En: scribd Fecha de consulta: 12/09/12 <http://es.scribd.com/doc/50870564/50/Heteroscedasticidad>

11. RUBIO, Fernando

1987 “Capital Asset Pricing Model (capm) y Arbitrage Pricing Theory (apt) una nota técnica” En: universidad de salamanca, Fecha de consulta: 12/09/12
<<http://web.usal.es/~emmam/Docencia/Modelizacion/papers/Maria%202012/FERNANDO%20RUBIO%20-%2019872.pdf>>

12. SALARDI RODRÍGUEZ, José y Bach. Ben SOLIS SOSA

2009 “Actualización del Costo Promedio Ponderado de Capital (wacc) aplicando los supuestos del Marco Macroeconómico Multianual (2010-2012)”. En:

Superintendencia Nacional de Servicios y Saneamiento (SUNASS). Fecha de consulta: 08/07/12

<http://www.sunass.gob.pe/mundo_sunass/fck_userfiles/file/Papers/wacc_09_uevo%20marco_vf.pdf>

13. Universidad Antonio Nariño

s.f. “Valor Esperado, Varianza y Desviación Estándar de Variables Aleatorias”

En: Universidad Antonio Nariño Fecha de consulta: 10/08/12 <http://www.itescam.edu.mx/principal/sylabus/fpdb/recursos/r51634.PDF>

ANTECEDENTES INVESTIGATIVOS

1. ACOSTA, Jaime

2004 “El mercado de valores y su fundamentos en la actividad económica”. Centro de Investigación y docencia económica. México.

2. MAURI, Paavola

2006 “Tests of The Arbitrage Pricing Theory using Macroeconomic Variables in the Russian equity market”. Department of Business Administration Section of Accounting and Finance, Lapeenranta University of Tecnology, Rusia

ANEXOS

ANEXO 1: Plan de tesis

CAPITULO I

1. PLANEAMIENTO TEÓRICO

1.1 Problema:

“¿EN QUE MEDIDA EXPLICA EL RENDIMIENTO DE LAS ACCIONES DEL ISBVL, LA TEORÍA DE VALORACIÓN DE ACTIVOS POR ARBITRAJE EN EL PERIODO 2004 – 2012?”

1.2 Descripción del proyecto de investigación

En la actualidad no existe la manera de explicar con un nivel de certeza aceptable los rendimientos de las acciones de bolsa de valores de lima por lo tanto tampoco se sabe con certeza cuales y en cuanto influyen diferentes factores en el rendimiento de la Bolsa.

Sin la existencia de un modelo para explicar los rendimientos de las acciones gran parte de las decisiones gerenciales en materia de administración de portafolio serian empíricas y sin una sólida base científica.

Por ello, el proyecto de investigación busca verificar si el modelo APT puede explicar la rentabilidad de las acciones que cotizan en el ISBVL, con este objetivo modelaremos una función lineal de varios factores macroeconómicos para poder comprobar la validez del modelo.

Campo: Ciencias Económicas Financieras

Área: Ingeniería Comercial

Línea: Finanzas

1.2.2 Tipo de problema:

El tipo de problema es explicativo, por que intentaremos explicar los factores que influyen en el rendimiento de las acciones basándonos en el modelo del APT.

1.2.3 Variables

(b) Análisis de Variables:

- **Variable Dependiente:**
- Rentabilidad de las acciones:
- **Variable Independiente:**
- Factores del APT:

(c) Operacionalización de Variables:

VARIABLES	INDICADORES
VARIABLE INDEPENDIENTE Factores del APT	Tipo de Cambio
	Inflación
	PBI
	Rendimiento del ISBVL
VARIABLE DEPENDIENTE Rentabilidad	Porcentaje de variación de rentabilidad mensual

Fuente: Elaboración Propia

1.2.4 Interrogantes Básicas

¿Influye los factores del APT en la rentabilidad de las acciones que conforman el ISBVL?

2. Justificación

Este es un tema de investigación siempre de interés entre los inversionistas individuales, Bancos, Asociaciones de fondos de pensiones, Instituciones de micro finanzas, Empresarios, Académicos y por el público en general. La investigación se justifica por las siguientes razones:

Primero: la rentabilidad de las acciones que componen la BVL afectara directamente la riqueza de las personas afiliadas a las asociaciones de fondo de pensiones del país, ya que estos fondos invierten en las acciones mencionadas, por lo cual; se hace muy importante conocer que factores podrían mejorar o emporar los rendimientos de tales acciones.

Segundo: Existe un gran número de inversionistas individuales que invierten voluntariamente en las acciones que cotizan en la bolsa de valores y esta inversión constituye en muchos casos una parte proporcionalmente importante de su patrimonio, los factores que inciden en la rentabilidad de la bolsa de valores podrían determinar directamente el bienestar de estas personas.

Tercero: Los fondos mutuos, bancos y otras instituciones también invierten en la bolsa de valores; para estas personas jurídicas saber la razón de la rentabilidad de las acciones en las cuales ellos invierten es muy relevante.

Cuarto: Las acciones que cotizan en la bolsa de valores pueden servir como indicadores del estado de la economía y por lo tanto, entender el porqué de la rentabilidad es entender el porqué del estado del indicador

3. Objetivos

3.1 Objetivo general

Analizar cuáles son los factores del APT que influyen en la rentabilidad de las acciones que cotizan en el ISBVL

3.2 Objetivos específicos

Determinar en que medida el modelo explica el rendimiento de una acción en particular.

Evaluar la influencia particular de cada variable en las acciones que conforman el ISBVL

4. Marco Teórico

Primera Unidad: Marco Teórico

Para la realización del proyecto de investigación se llevara a cabo el uso de conceptos financieros como:

⁴⁷ CAPM

El "*Capital Asset Pricing Model*" (CAPM), propuesto originalmente por Sharpe (1964) y Lintner (1965). Es una extensión natural al modelo de promedio-varianza de Markowitz (1952), es una teoría simple de evaluación de activos cuyos rendimientos son inciertos. La Teoría, ampliamente utilizada en análisis empíricos, asevera que el exceso de rendimiento exigido por el inversor (prima de riesgo), por sobre la tasa sin riesgo, es proporcional al riesgo no diversificable o sistemático, que es medido por la covarianza del rendimiento del activo con el rendimiento de la cartera compuesta por todos los activos disponibles en el mercado. Tal medida, puede también ser interpretada como el coeficiente de regresión entre la prima de riesgo y el exceso de rendimiento de la cartera de mercado sobre el activo sin riesgo.

Básicamente, los supuestos implícitos en el CAPM son los siguientes:

⁴⁷ ROSS STEPHEN A.; WESTERFIELD RANDOLPH W.; JAFFE JEFFREY F. 2009; "Finanzas Corporativas"; Octava Edición, Estados Unidos ;Mc Graw Hill. Pág. 289

- a. Todos los inversores escogen carteras eficientes de combinaciones de promedio varianza, dentro del horizonte de un período, aun cuando no sea necesario tener funciones de utilidad idénticas.
- b. Todos los inversores tienen expectativas idénticas sobre los promedios, varianzas y Covarianzas de los rendimientos.
- c. No existen imperfecciones en el mercado, en relación a costos de transacción, Indivisibilidades, tasas, u otras restricciones al crédito a la tasa sin riesgo.

⁴⁸APT

El “*Arbitrage Pricing Theory*” teoría basada en las expectativas racionales originalmente formulada por Stephen A. Ross, esta teoría se basa en la idea de que en los mercados financieros competitivos el arbitraje asegurara el equilibrio de los precios según el riesgo y el rendimiento. Arbitraje simplemente significa encontrar dos cosas que sean esencialmente idénticas, adquirir la más barata y vender la más costosa. ¿Cómo puede saber que valor es barato y cual es caro? Según el APT, se considera un número reducido de factores comunes de riesgo

Richard Roll y Stephen A. Ross creen que hay cinco factores importantes en el APT:

- a. Cambios en la inflación esperada
- b. Fluctuaciones no anticipadas en la inflación
- c. Cambios no anticipados en la producción industrial
- d. Variaciones inesperadas en el diferencia de rendimientos entre bonos de grado bajo y elevado
- e. Cambios no anticipados en el rendimiento diferencial entre bonos a corto y largo plazos.

⁴⁹EL TIPO O LA TASA DE CAMBIO

⁴⁸ ROSS STEPHEN A.; WESTERFIELD RANDOLPH W.; JAFFE JEFFREY F. 2009; “Finanzas Corporativas”; Octava Edición, Estados Unidos; Mc Graw Hill. Pág. 301

⁴⁹ <http://www.econlink.com.ar/dic/tipodecambio.shtml>

El tipo de cambio nominal se puede definir como el número de unidades de moneda nacional que debemos entregar para obtener una unidad de moneda extranjera, o de manera similar, el número de unidades de moneda nacional que obtengo al vender una unidad de moneda extranjera.

El tipo de cambio real de un país (país local) respecto de otro (país extranjero) es el precio relativo de los bienes del país extranjero expresados en términos de bienes locales.

⁵⁰LA INFLACIÓN

Generalmente se entiende por inflación el "incremento en el nivel general de precios", o sea que la mayoría de los precios de los bienes y servicios disponibles en la economía empiezan a crecer en forma simultánea. La inflación implica por ende una pérdida en el poder de compra del dinero, es decir, las personas cada vez podrían comprar menos con sus ingresos, ya que en períodos de inflación los precios de los bienes y servicios crecen a una tasa superior a la de los salarios.

⁵¹PBI

El PIB es el valor monetario de los bienes y servicios finales producidos por una economía en un período determinado. También se lo denomina Producto Bruto Interno (PBI).

Producto se refiere a valor agregado; interno se refiere a que es la producción dentro de las fronteras de una economía; y bruto se refiere a que no se contabilizan la variación de inventarios ni las depreciaciones o apreciaciones de capital.

⁵⁰ <http://www.elprisma.com/apuntes/economia/inflacionconcepto/>

⁵¹ <http://www.econlink.com.ar/dic/pib.shtml>

⁵²ISBVL

Es un indicador que mide las variaciones en las cotizaciones de las 15 acciones más representativas de la Bolsa de Valores de Lima, el mismo que permite mostrar la tendencia del mercado bursátil en términos de los cambios que se producen en los precios de las acciones.

⁵³RENTABILIDAD

La compra de una acción puede reportar rentabilidad al inversor a través de dos vías:

Plusvalías: si vende la acción a un precio superior al que la compró.

Dividendos: los importes que recibe como participación en los beneficios de la empresa durante el tiempo que mantiene la propiedad de la acción.

Segunda Unidad: Planteamiento Operacional

Tercera Unidad: Presentación de resultados

⁵² <http://www.bvl.com.pe/eduayuda.html>

⁵³ <http://www.aulafacil.com/Bolsa2/Lecc-3-bolsa.htm>

5. Bibliografía Básica

1. BODIE; Merton.
1999 Finanzas. Segunda Edición. Estados Unidos,
Pearson Education
2. CASTRO, Juan; Roddy RIVAS.
2007 Econometría Aplicada. Primera Edición. Perú,
Universidad del Pacifico.
3. FERNÁNDEZ Pablo
2002 “Valoración de empresas” Segunda Edición;
España; Gestión 2000
4. HERNANDEZ, Roberto; Carlos FERNANDEZ-COLLADO, y
Pilar BAPTISTA, LUCIO
2007 Metodología de la Investigación. Cuarta Edición.
México, Mc Graw Hill
5. ROSS, Sthepen A.; Randolph W. WESTERFIELD y Jeffrey F.
JAFFE
2009 Finanzas Corporativas. Octava Edición. Estados
Unidos, Mc Graw Hill
6. TONG, Jesús
2006 Finanzas empresariales: La decisión de inversión.
Primera Edición. Perú, Universidad del Pacifico
7. VAN HORNE, James C. y John M. WACHOWICZ JR.

2002 Administración Financiera. Undécima Edición.
Estados Unidos, Pearson Education

6. Antecedentes del tema de investigación

1. ACOSTA, Jaime

2004 “El mercado de valores y su fundamentos en la actividad económica”. Centro de Investigación y docencia económica. México.

2. MAURI, Paavola

2006 “Tests of The Arbitrage Pricing Theory using Macroeconomic Variables in the Russian equity market”. Department of Business Administration Section of Accounting and Finance, Lapeenranta University of Tecnology, Rusia

7. HIPOTESIS

7.1 Hipótesis General

Dado que se no se han determinado los factores del APT que afectan la rentabilidad de las acciones del ISBVL, es posible que al determinarlos se mejore la rentabilidad.

8. PLANEAMIENTO OPERACIONAL

Variable independiente	Variable dependiente	Instrumento
Factores del APT	Rentabilidad	Eview 5

Fuente: Elaboración Propia

8.1 Instrumentos

- **Análisis de Documentos:** es una forma de investigación técnica, basada en un conjunto de operaciones intelectuales, que buscan describir y representar los documentos de forma unificada sistemática para facilitar su recuperación. Comprende el procesamiento analítico- sintético que, a su vez, incluye la descripción bibliográfica y general de la fuente, la clasificación, indización, anotación, extracción, traducción y la confección de reseñas.
- **Software Especializado:**
Eview 5: Utilizado para hacer la regresión y otros análisis como el de autocorrelación, heterocedasticidad, punto de quiebre, etc.
- Información del MEF, BCRP, INEI, CONSEV, BVL, etc.

8.2 Técnicas

- Recopilación de datos, de los reportes del BVL, BCRP, MEF, INEI, SBS, CONASEV, BCRP, NY Times y Wall Street Journal.
- Regresión múltiple con análisis de software especializado como Econometric View.
- Análisis de los datos obtenidos e interpretación

8.3 Campo de verificación

1 Ámbito Geográfico

Perú: Lima

2 Unidades de Estudio

Acciones que cotizan en el ISBVL

3 Temporalidad

2004 -2012

8.4 Estrategia de recolección de Datos

Para recolectar los datos necesarios nos basaremos en las experiencias previas de las investigaciones hechas acerca del APT, CAMP y de las características de la empresa, donde en la parte cuantitativa se observa que se usaron los datos provistos por las Bolsas de Valores, BCRP, MEF para posteriormente someterlos a análisis de regresión

En la parte teórica nos basaremos en las amplias publicaciones de artículos que se encuentran en internet (de la BVL, CONASEV, SBS, BCRP) y libros acerca del tema

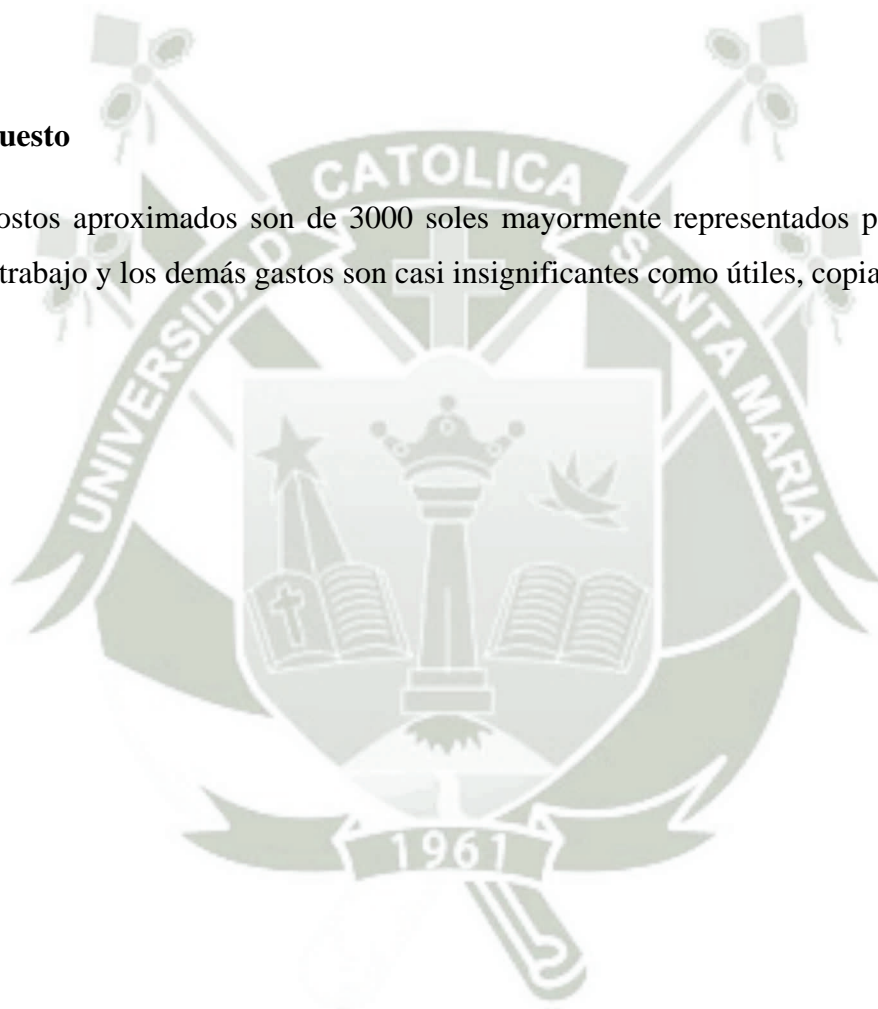
8.5 Cronograma de Actividades

Actividades/Meses	MESES		
	Enero-Febrero	Marzo- Abril	Abril- Mayo
1.Recoleccion de informacion	X		
2. Preparacion y Presentacion de plan de tesis		X	X
3. Aprobacion del plan de Tesis			X
4. Desarrollo del Plan de Tesis		X	
5. Analisis e interpretacion de Datos		X	
6. Presentacion y Borrador de Tesis			X

Fuente: Elaboración Propia

8.6 Presupuesto

Nuestros costos aproximados son de 3000 soles mayormente representados por las horas hombre de trabajo y los demás gastos son casi insignificantes como útiles, copias, etc.



ANEXO 2: Corrección de perturbaciones no esféricas

Maple Energy

Regresión Inicial:

Tabla 37: Regresión inicial Maple

Dependent Variable: MAPLE

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 19:34

Sample (adjusted): 1 47

Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.080125	0.104531	-0.766526	0.4478
TC	-0.551230	3.174606	-0.173637	0.8630
ISBVL	0.890606	0.303957	2.930037	0.0055
PBI	0.378071	0.872582	0.433278	0.6671
IPC	2.677365	1.681763	1.591999	0.1191
@TREND	-0.001928	0.002294	-0.840454	0.4055
R-squared	0.279304	Mean dependent var	-0.004681	
Adjusted R-squared	0.191415	S.D. dependent var	0.220591	
S.E. of regression	0.198358	Akaike info criterion	-0.278742	
Sum squared resid	1.613183	Schwarz criterion	-0.042553	
Log likelihood	12.55043	F-statistic	3.177897	
Durbin-Watson stat	2.194298	Prob(F-statistic)	0.016256	

Fuente: Propia

Tabla 38: Prueba de White Maple

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.629116	Probability	0.854532
Obs*R-squared	15.32746	Probability	0.757374

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 19:35

Sample: 1 47

Included observations: 47

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.145881	0.649750	0.224518	0.8241
TC	-0.952331	8.989116	-0.105943	0.9164
TC^2	64.80450	148.1320	0.437478	0.6654
TC*ISBVL	21.20564	30.49596	0.695359	0.4930
TC*PBI	58.61498	58.27266	1.005874	0.3237
TC*IPC	-47.40098	137.2137	-0.345454	0.7325
TC*(@TREND)	-0.000509	0.239621	-0.002124	0.9983
ISBVL	0.091420	0.703579	0.129936	0.8976
ISBVL^2	1.265802	1.790371	0.707005	0.4859
ISBVL*PBI	2.376133	6.690212	0.355165	0.7253
ISBVL*IPC	1.228910	13.05828	0.094110	0.9257
ISBVL*(@TREND)	-0.002282	0.014499	-0.157378	0.8762
PBI	0.644066	6.905671	0.093266	0.9264
PBI^2	-2.402327	31.53628	-0.076177	0.9399
PBI*IPC	0.187709	47.57535	0.003946	0.9969
PBI*(@TREND)	-0.025638	0.107247	-0.239057	0.8129

IPC	-6.950577	17.20753	-0.403926	0.6896
IPC^2	57.47317	176.5255	0.325580	0.7473
IPC*(@TREND)	0.153033	0.243494	0.628487	0.5352
@TREND	-0.000683	0.016604	-0.041153	0.9675
(@TREND)^2	-0.000112	0.000312	-0.358742	0.7227

R-squared	0.326116	Mean dependent var	0.034323
Adjusted R-squared	-0.192256	S.D. dependent var	0.077454
S.E. of regression	0.084572	Akaike info criterion	-1.800857
Sum squared resid	0.185964	Schwarz criterion	-0.974195
Log likelihood	63.32013	F-statistic	0.629116
Durbin-Watson stat	2.359327	Prob(F-statistic)	0.854532

Fuente: Propia

Tabla 39: Prueba de Breush Maple

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.176499	Probability	0.319061
Obs*R-squared	2.674314	Probability	0.262591

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 19:36

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.015699	0.104800	-0.149801	0.8817
TC	0.594455	3.209438	0.185221	0.8540
ISBVL	0.182833	0.345563	0.529087	0.5997

PBI	0.124176	0.879049	0.141261	0.8884
IPC	0.181528	1.679529	0.108083	0.9145
@TREND	7.08E-05	0.002285	0.030991	0.9754
RESID(-1)	-0.166143	0.179634	-0.924897	0.3607
RESID(-2)	-0.216336	0.160334	-1.349284	0.1850
<hr/>				
R-squared	0.056900	Mean dependent var	-1.80E-17	
Adjusted R-squared	-0.112374	S.D. dependent var	0.187268	
S.E. of regression	0.197510	Akaike info criterion	-0.252219	
Sum squared resid	1.521393	Schwarz criterion	0.062700	
Log likelihood	13.92714	F-statistic	0.336143	
Durbin-Watson stat	1.973903	Prob(F-statistic)	0.932432	

Fuente: Propia

Tanto la prueba de Breusch Pagan como la de White demuestran que no existen perturbaciones esféricas, debido a que ambas pruebas no nos estadísticamente significativas al nivel del 5%, por lo tanto la regresión inicial puede ser usada para hacer inferencia estadística sin mayores problemas

Volcán

Tabla 40: Volcán Regresión Inicial

Dependent Variable: VOLCAN

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 20:06

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	0.048898	0.039100	1.250572	0.2142
TC	-1.082600	0.959541	-1.128248	0.2621
ISBVL	1.322283	0.113747	11.62477	0.0000
PBI	-0.576910	0.334398	-1.725216	0.0878
IPC	-0.832497	0.653750	-1.273417	0.2060
@TREND	0.000196	0.000376	0.521965	0.6029

R-squared	0.689866	Mean dependent var	0.030600
Adjusted R-squared	0.673370	S.D. dependent var	0.187174
S.E. of regression	0.106973	Akaike info criterion	-1.574362
Sum squared resid	1.075656	Schwarz criterion	-1.418052
Log likelihood	84.71810	F-statistic	41.81902
Durbin-Watson stat	1.846672	Prob(F-statistic)	0.000000

Fuente: Propia

Tabla 41: Volcán prueba de heterocedasticidad

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	3.288462	Probability	0.000084
Obs*R-squared	45.43040	Probability	0.000964

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 20:07

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020979	0.024193	-0.867150	0.3885

TC	-0.434335	0.897767	-0.483794	0.6299
TC^2	-4.205052	11.37742	-0.369596	0.7127
TC*ISBVL	-3.717426	2.556291	-1.454227	0.1498
TC*PBI	-1.072523	4.663052	-0.230004	0.8187
TC*IPC	9.965211	12.65828	0.787248	0.4335
TC*(@TREND)	-0.005649	0.011915	-0.474079	0.6368
ISBVL	0.095991	0.093930	1.021940	0.3099
ISBVL^2	0.093492	0.198311	0.471439	0.6386
ISBVL*PBI	-1.057511	0.735878	-1.437073	0.1546
ISBVL*IPC	-0.751640	1.449454	-0.518568	0.6055
ISBVL*(@TREND)	0.000799	0.001040	0.768546	0.4445
PBI	0.128086	0.253850	0.504571	0.6153
PBI^2	-0.826454	1.821487	-0.453725	0.6513
PBI*IPC	1.922693	4.192887	0.458561	0.6478
PBI*(@TREND)	-0.003430	0.003827	-0.896444	0.3727
IPC	0.409018	0.703774	0.581178	0.5628
IPC^2	-0.332418	9.240474	-0.035974	0.9714
IPC*(@TREND)	-0.009979	0.007657	-1.303240	0.1963
@TREND	0.000816	0.000672	1.212704	0.2289
(@TREND)^2	-2.68E-06	4.76E-06	-0.564177	0.5742
<hr/>				
R-squared	0.454304	Mean dependent var	0.010757	
Adjusted R-squared	0.316153	S.D. dependent var	0.023775	
S.E. of regression	0.019661	Akaike info criterion	-4.836131	
Sum squared resid	0.030536	Schwarz criterion	-4.289045	
Log likelihood	262.8065	F-statistic	3.288462	
Durbin-Watson stat	1.853446	Prob(F-statistic)	0.000084	

Fuente: Propia

Tabla 42: Volcán Prueba de Breusch

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.582724	Probability	0.560422
Obs*R-squared	1.250945	Probability	0.535008

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 20:09

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000459	0.039302	0.011687	0.9907
TC	-0.032650	0.994771	-0.032822	0.9739
ISBVL	-0.009480	0.114778	-0.082592	0.9344
PBI	0.001928	0.335912	0.005741	0.9954
IPC	-0.009337	0.656839	-0.014215	0.9887
@TREND	-6.65E-06	0.000379	-0.017558	0.9860
RESID(-1)	0.071487	0.107025	0.667947	0.5058
RESID(-2)	-0.092173	0.107010	-0.861353	0.3913
R-squared	0.012509	Mean dependent var	3.33E-18	
Adjusted R-squared	-0.062626	S.D. dependent var	0.104236	
S.E. of regression	0.107451	Akaike info criterion	-1.546950	
Sum squared resid	1.062201	Schwarz criterion	-1.338537	
Log likelihood	85.34752	F-statistic	0.166493	
Durbin-Watson stat	1.993163	Prob(F-statistic)	0.991171	

Fuente: Propia

Tabla 43: Regresión de Volcán sin heterocedasticidad

Dependent Variable: VOLCAN

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 20:13

Sample: 1 100

Included observations: 100

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.048898	0.028157	1.736635	0.0857
TC	-1.082600	0.999728	-1.082894	0.2816
ISBVL	1.322283	0.175987	7.513542	0.0000
PBI	-0.576910	0.301132	-1.915805	0.0584
IPC	-0.832497	0.689871	-1.206743	0.2306
@TREND	0.000196	0.000325	0.603857	0.5474
R-squared	0.689866	Mean dependent var	0.030600	
Adjusted R-squared	0.673370	S.D. dependent var	0.187174	
S.E. of regression	0.106973	Akaike info criterion	-1.574362	
Sum squared resid	1.075656	Schwarz criterion	-1.418052	
Log likelihood	84.71810	F-statistic	41.81902	
Durbin-Watson stat	1.846672	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Las prueba de autocorrelacion de Breush Pagan no es estadísticamente significativa por lo tanto podemos llegar a la conclusión que no existe autocorrelación de segundo orden. Pero la prueba de heterocedasticidad de White si es estadísticamente significativa por lo que se debe a proceder a resolver el problemas utilizando los estadísticos robustos a la

heterocedasticidad de White (o también llamados consistentes). Finalmente el último cuadro ya no presenta el problema de heterocedasticidad, por lo que puede realizarse la inferencia estadística correspondiente que se realiza en el Capítulo 5.3.2

Corare

Tabla 44: Regresión Inicial Corare

Dependent Variable: CORARE

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 20:48

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.024077	0.041576	-0.579102	0.5639
TC	-1.649823	1.020288	-1.617017	0.1092
ISBVL	0.719470	0.120948	5.948576	0.0000
PBI	0.548990	0.355569	1.543978	0.1260
IPC	-0.844634	0.695138	-1.215059	0.2274
@TREND	0.000153	0.000400	0.382186	0.7032
R-squared	0.398313	Mean dependent var	0.018800	
Adjusted R-squared	0.366308	S.D. dependent var	0.142887	
S.E. of regression	0.113745	Akaike info criterion	-1.451592	
Sum squared resid	1.216164	Schwarz criterion	-1.295281	
Log likelihood	78.57958	F-statistic	12.44547	
Durbin-Watson stat	1.907638	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Tabla 45 Prueba de Breusch Corare

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.116751	Probability	0.889938
Obs*R-squared	0.253165	Probability	0.881102

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 20:50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000363	0.042013	0.008633	0.9931
TC	0.069524	1.049132	0.066268	0.9473
ISBVL	-0.002236	0.122919	-0.018187	0.9855
PBI	0.006890	0.359287	0.019177	0.9847
IPC	-0.019515	0.704844	-0.027687	0.9780
@TREND	-6.71E-07	0.000404	-0.001661	0.9987
RESID(-1)	0.045370	0.104542	0.433992	0.6653
RESID(-2)	0.021734	0.108342	0.200606	0.8414
R-squared	0.002532	Mean dependent var	8.33E-18	
Adjusted R-squared	-0.073363	S.D. dependent var	0.110835	
S.E. of regression	0.114829	Akaike info criterion	-1.414127	
Sum squared resid	1.213085	Schwarz criterion	-1.205713	
Log likelihood	78.70633	F-statistic	0.033358	
Durbin-Watson stat	2.004341	Prob(F-statistic)	0.999953	

Fuente: Propia

Tabla 46: Prueba de White Corare

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.993454	Probability	0.479195
Obs*R-squared	20.09636	Probability	0.451917

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 20:50

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020319	0.026561	-0.764979	0.4466
TC	-0.213630	0.985673	-0.216735	0.8290
TC^2	-3.927745	12.49145	-0.314435	0.7540
TC*ISBVL	-3.388159	2.806592	-1.207215	0.2310
TC*PBI	1.832711	5.119639	0.357977	0.7213
TC*IPC	1.308080	13.89772	0.094122	0.9253
TC*(@TREND)	-0.001756	0.013082	-0.134221	0.8936
ISBVL	-0.001841	0.103127	-0.017851	0.9858
ISBVL^2	-0.024194	0.217729	-0.111119	0.9118
ISBVL*PBI	-0.166957	0.807933	-0.206647	0.8368
ISBVL*IPC	1.088624	1.591378	0.684077	0.4959
ISBVL*(@TREND)	0.000300	0.001142	0.262697	0.7935
PBI	0.328463	0.278706	1.178529	0.2421
PBI^2	0.487615	1.999840	0.243827	0.8080
PBI*IPC	-3.342484	4.603437	-0.726084	0.4699
PBI*(@TREND)	-0.005143	0.004201	-1.224217	0.2245

IPC	0.153772	0.772685	0.199010	0.8428
IPC^2	2.048272	10.14526	0.201894	0.8405
IPC*(@TREND)	-0.003296	0.008407	-0.392103	0.6960
@TREND	0.000721	0.000738	0.976925	0.3316
(@TREND)^2	-2.70E-06	5.22E-06	-0.516195	0.6072
<hr/>				
R-squared	0.200964	Mean dependent var	0.012162	
Adjusted R-squared	-0.001324	S.D. dependent var	0.021571	
S.E. of regression	0.021586	Akaike info criterion	-4.649303	
Sum squared resid	0.036809	Schwarz criterion	-4.102218	
Log likelihood	253.4652	F-statistic	0.993454	
Durbin-Watson stat	2.156274	Prob(F-statistic)	0.479195	

Fuente: Propia

Tanto la prueba de Breusch Pagan como la de White demuestran que no existen perturbaciones esféricas, debido a que ambas pruebas no son estadísticamente significativas al nivel del 5%, por lo tanto la regresión inicial puede ser usada para hacer inferencia estadística sin mayores problemas

Minsur

Tabla 47: Minsur regresión inicial

Dependent Variable: MINSUR

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 21:34

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.334666	0.367528	-0.910587	0.3648

TC	-2.205187	9.019277	-0.244497	0.8074
ISBVL	2.052671	1.069174	1.919866	0.0579
PBI	-0.534039	3.143203	-0.169903	0.8655
IPC	6.547515	6.144974	1.065507	0.2894
@TREND	0.004570	0.003537	1.292086	0.1995
<hr/>				
R-squared	0.073640	Mean dependent var	0.102100	
Adjusted R-squared	0.024366	S.D. dependent var	1.017976	
S.E. of regression	1.005498	Akaike info criterion	2.906967	
Sum squared resid	95.03639	Schwarz criterion	3.063277	
Log likelihood	-139.3483	F-statistic	1.494496	
Durbin-Watson stat	2.281837	Prob(F-statistic)	0.199020	

Fuente: Propia

Tabla 48: Prueba de White Minsur

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.075399	Probability	0.391226
Obs*R-squared	21.39928	Probability	0.373976

Test Equation:

Dependent Variable: RESID²

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 21:34

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.38856	10.68716	0.972060	0.3340
TC	152.2339	396.5918	0.383855	0.7021

TC^2	127.6015	5026.013	0.025388	0.9798
TC*ISBVL	-488.1389	1129.250	-0.432268	0.6667
TC*PBI	-264.2761	2059.919	-0.128294	0.8982
TC*IPC	-1340.488	5591.838	-0.239722	0.8112
TC*(@TREND)	-1.288552	5.263510	-0.244808	0.8072
ISBVL	-58.34282	41.49384	-1.406060	0.1636
ISBVL^2	-6.509035	87.60476	-0.074300	0.9410
ISBVL*PBI	-107.5045	325.0768	-0.330705	0.7417
ISBVL*IPC	540.4031	640.3010	0.843983	0.4012
ISBVL*(@TREND)	1.269840	0.459328	2.764562	0.0071
PBI	16.59239	112.1392	0.147962	0.8827
PBI^2	-382.9635	804.6482	-0.475939	0.6354
PBI*IPC	-44.47098	1852.222	-0.024010	0.9809
PBI*(@TREND)	0.861393	1.690457	0.509562	0.6118
IPC	-257.1135	310.8946	-0.827012	0.4107
IPC^2	642.2560	4082.011	0.157338	0.8754
IPC*(@TREND)	5.893464	3.382618	1.742279	0.0854
@TREND	-0.367938	0.297065	-1.238578	0.2192
(@TREND)^2	0.001507	0.002102	0.716947	0.4755
<hr/>				
R-squared	0.213993	Mean dependent var	0.950364	
Adjusted R-squared	0.015004	S.D. dependent var	8.750998	
S.E. of regression	8.685102	Akaike info criterion	7.345373	
Sum squared resid	5959.049	Schwarz criterion	7.892459	
Log likelihood	-346.2687	F-statistic	1.075399	
Durbin-Watson stat	2.291519	Prob(F-statistic)	0.391226	

Fuente: Propia

Tabla 49: Prueba de Breusch Minsur

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.038011	Probability	0.358268
Obs*R-squared	2.206749	Probability	0.331750

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/17/12 Time: 21:35

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.012865	0.367607	-0.034998	0.9722
TC	-1.804912	9.137574	-0.197526	0.8439
ISBVL	-0.103535	1.076604	-0.096168	0.9236
PBI	-0.083224	3.149579	-0.026424	0.9790
IPC	0.378405	6.148579	0.061544	0.9511
@TREND	0.000129	0.003537	0.036531	0.9709
RESID(-1)	-0.150586	0.105209	-1.431301	0.1557
RESID(-2)	-0.041157	0.105655	-0.389538	0.6978
R-squared	0.022067	Mean dependent var	2.89E-17	
Adjusted R-squared	-0.052340	S.D. dependent var	0.979777	
S.E. of regression	1.005091	Akaike info criterion	2.924652	
Sum squared resid	92.93918	Schwarz criterion	3.133066	
Log likelihood	-138.2326	F-statistic	0.296575	
Durbin-Watson stat	2.003912	Prob(F-statistic)	0.953610	

Fuente: Propia

Las prueba de autocorrelación de Breush Pagan no es estadísticamente significativa por lo tanto podemos llegar a la conclusión que no existe autocorrelación de segundo orden y la prueba de White tampoco lo es por lo que no hay heterocedasticidad, entonces podemos proceder a hacer inferencia estadística; sin embargo, al parecer todos las variables no son estadísticamente significativas diferentes de cero por lo que el modelo propuesto no se cumpliría de ninguna forma.

Cerro Verde

Tabla 50: Cerró Verde regresión lineal

Dependent Variable: CVERDE

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 07:30

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026397	0.032031	0.824083	0.4120
TC	0.086051	0.786064	0.109471	0.9131
ISBVL	1.082722	0.093183	11.61936	0.0000
PBI	0.074329	0.273942	0.271332	0.7867
IPC	-0.293365	0.535558	-0.547775	0.5851
@TREND	-0.000228	0.000308	-0.741143	0.4605
R-squared	0.645039	Mean dependent var	0.038500	
Adjusted R-squared	0.626158	S.D. dependent var	0.143325	
S.E. of regression	0.087633	Akaike info criterion	-1.973196	
Sum squared resid	0.721875	Schwarz criterion	-1.816886	
Log likelihood	104.6598	F-statistic	34.16356	

Durbin-Watson stat 2.043792 Prob(F-statistic) 0.000000

Fuente: Propia

Tabla 51: Prueba de White Minsur

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.207241	Probability	0.271233
Obs*R-squared	23.40866	Probability	0.269177

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 07:31

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005485	0.016261	-0.337293	0.7368
TC	0.148601	0.603425	0.246262	0.8061
TC^2	1.392334	7.647216	0.182071	0.8560
TC*ISBVL	-0.378147	1.718185	-0.220085	0.8264
TC*PBI	-2.180334	3.134223	-0.695654	0.4887
TC*IPC	3.433040	8.508134	0.403501	0.6877
TC*(@TREND)	-0.002342	0.008009	-0.292379	0.7708
ISBVL	0.082845	0.063134	1.312205	0.1933
ISBVL^2	0.073024	0.133293	0.547848	0.5853
ISBVL*PBI	-0.654698	0.494613	-1.323656	0.1894
ISBVL*IPC	-0.338219	0.974236	-0.347164	0.7294
ISBVL*(@TREND)	4.59E-05	0.000699	0.065680	0.9478
PBI	-0.032307	0.170623	-0.189348	0.8503

PBI^2	0.964488	1.224294	0.787791	0.4332
PBI*IPC	-2.035695	2.818207	-0.722337	0.4722
PBI*(@TREND)	-0.000142	0.002572	-0.055146	0.9562
IPC	0.501789	0.473035	1.060787	0.2920
IPC^2	-5.905849	6.210891	-0.950886	0.3446
IPC*(@TREND)	-0.001022	0.005147	-0.198545	0.8431
@TREND	0.000181	0.000452	0.400043	0.6902
(@TREND)^2	-1.27E-06	3.20E-06	-0.396232	0.6930

R-squared	0.234087	Mean dependent var	0.007219
Adjusted R-squared	0.040184	S.D. dependent var	0.013488
S.E. of regression	0.013215	Akaike info criterion	-5.630708
Sum squared resid	0.013795	Schwarz criterion	-5.083622
Log likelihood	302.5354	F-statistic	1.207241
Durbin-Watson stat	1.982317	Prob(F-statistic)	0.271233

Fuente: Propia

Tabla 52 Prueba de Breusch Minsur

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.113949	Probability	0.892429
Obs*R-squared	0.247104	Probability	0.883776

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 07:32

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-0.001300	0.032466	-0.040044	0.9681
TC	-0.056297	0.814983	-0.069078	0.9451
ISBVL	-0.004559	0.095362	-0.047808	0.9620
PBI	0.008269	0.277626	0.029786	0.9763
IPC	0.018758	0.542151	0.034599	0.9725
@TREND	3.03E-06	0.000311	0.009733	0.9923
RESID(-1)	-0.024992	0.105243	-0.237471	0.8128
RESID(-2)	-0.044687	0.107661	-0.415070	0.6791

R-squared	0.002471	Mean dependent var	8.33E-18
Adjusted R-squared	-0.073428	S.D. dependent var	0.085391
S.E. of regression	0.088471	Akaike info criterion	-1.935670
Sum squared resid	0.720092	Schwarz criterion	-1.727256
Log likelihood	104.7835	F-statistic	0.032557
Durbin-Watson stat	2.001444	Prob(F-statistic)	0.999957

Fuente: Propia

Tanto la prueba de Breusch Pagan como la de White demuestran que no existen perturbaciones esféricas, debido a que ambas pruebas no nos estadísticamente significativas al nivel del 5%, por lo tanto la regresión inicial puede ser usada para hacer inferencia estadística sin mayores problemas

Continental

Tabla 53 Regresión inicial Continental

Dependent Variable: CONTI

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 10:43

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.013573	0.151667	-0.089494	0.9289
TC	1.527490	3.721965	0.410399	0.6824
ISBVL	0.848300	0.441214	1.922652	0.0576
PBI	-1.653127	1.297099	-1.274481	0.2056
IPC	3.035275	2.535833	1.196954	0.2343
@TREND	0.001637	0.001460	1.121473	0.2649
R-squared	0.083986	Mean dependent var	0.059500	
Adjusted R-squared	0.035262	S.D. dependent var	0.422452	
S.E. of regression	0.414937	Akaike info criterion	1.136742	
Sum squared resid	16.18420	Schwarz criterion	1.293052	
Log likelihood	-50.83711	F-statistic	1.723713	
Durbin-Watson stat	2.379796	Prob(F-statistic)	0.136700	

Fuente: Propia

Tabla 54: Prueba de White Continental

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.896165	Probability	0.592431
Obs*R-squared	18.49226	Probability	0.555015

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 10:47

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.073665	1.265634	-0.848322	0.3988
TC	-73.20562	46.96666	-1.558672	0.1231
TC^2	-443.3457	595.2090	-0.744857	0.4586
TC*ISBVL	-71.40476	133.7322	-0.533938	0.5949
TC*PBI	-262.4257	243.9473	-1.075747	0.2853
TC*IPC	482.0840	662.2172	0.727985	0.4688
TC*(@TREND)	1.477421	0.623335	2.370189	0.0202
ISBVL	-0.380217	4.913937	-0.077375	0.9385
ISBVL^2	-7.986610	10.37465	-0.769819	0.4437
ISBVL*PBI	-11.43328	38.49744	-0.296988	0.7673
ISBVL*IPC	-28.01598	75.82809	-0.369467	0.7128
ISBVL*(@TREND)	0.046955	0.054396	0.863200	0.3906
PBI	13.46840	13.28016	1.014174	0.3136
PBI^2	-22.88906	95.29102	-0.240202	0.8108
PBI*IPC	-37.44330	219.3507	-0.170701	0.8649
PBI*(@TREND)	-0.308987	0.200194	-1.543442	0.1267
IPC	0.061122	36.81791	0.001660	0.9987
IPC^2	168.8303	483.4149	0.349245	0.7278
IPC*(@TREND)	0.161691	0.400589	0.403634	0.6876
@TREND	0.026949	0.035180	0.766033	0.4459
(@TREND)^2	-3.29E-05	0.000249	-0.132144	0.8952
R-squared	0.184923	Mean dependent var	0.161842	
Adjusted R-squared	-0.021426	S.D. dependent var	1.017694	
S.E. of regression	1.028539	Akaike info criterion	3.078434	
Sum squared resid	83.57353	Schwarz criterion	3.625519	
Log likelihood	-132.9217	F-statistic	0.896165	
Durbin-Watson stat	2.338266	Prob(F-statistic)	0.592431	

Fuente: Propia

Tabla 55: Prueba de Breusch Continental

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.009871	Probability	0.054177
Obs*R-squared	6.141356	Probability	0.046390

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 10:48

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.022398	0.148805	0.150517	0.8807
TC	0.344618	3.650844	0.094394	0.9250
ISBVL	-0.124227	0.436933	-0.284315	0.7768
PBI	-0.129278	1.272887	-0.101563	0.9193
IPC	-0.433536	2.492387	-0.173944	0.8623
@TREND	8.36E-05	0.001430	0.058449	0.9535
RESID(-1)	-0.224955	0.103500	-2.173478	0.0323
RESID(-2)	-0.163571	0.105314	-1.553178	0.1238
R-squared	0.061414	Mean dependent var	-2.05E-17	
Adjusted R-squared	-0.010001	S.D. dependent var	0.404323	
S.E. of regression	0.406339	Akaike info criterion	1.113362	
Sum squared resid	15.19027	Schwarz criterion	1.321775	
Log likelihood	-47.66809	F-statistic	0.859963	
Durbin-Watson stat	2.042923	Prob(F-statistic)	0.541228	

Fuente: Propia

Tabla 56: Regresión de Continental corregida por autocorrelación de primer orden

Dependent Variable: CONTI

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 10:53

Sample (adjusted): 2 100

Included observations: 99 after adjustments

Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007567	0.130377	0.058043	0.9538
TC	1.610716	3.471282	0.464012	0.6437
ISBVL	0.752850	0.438925	1.715216	0.0897
PBI	-1.938825	1.132808	-1.711521	0.0904
IPC	3.041709	2.133995	1.425359	0.1574
@TREND	0.001671	0.001228	1.360523	0.1770
AR(1)	-0.196780	0.102508	-1.919657	0.0580
R-squared	0.117379	Mean dependent var		0.061111
Adjusted R-squared	0.059817	S.D. dependent var		0.424293
S.E. of regression	0.411407	Akaike info criterion		1.129615
Sum squared resid	15.57153	Schwarz criterion		1.313109
Log likelihood	-48.91596	F-statistic		2.039174
Durbin-Watson stat	2.060659	Prob(F-statistic)		0.068211
Inverted AR Roots	-0.20			

Fuente: Propia

La prueba de autocorrelación de Breush Pagan es estadísticamente significativa para una autocorrelación de primer orden, por tanto debemos corregir el modelo para hacer una correcta inferencia. La prueba de heterocedasticidad de White no es estadísticamente significativa por lo que no existe heterocedasticidad en este modelo. Finalmente el último cuadro ya no presenta el problema de autocorrelación ya que fue agregado el termino AR (1) a la regresión, por lo que puede realizarse la inferencia estadística correspondiente que se realiza en el Capítulo 5.3.6

Relapa

Tabla 57: Regresión inicial RELAPA

Dependent Variable: RELAPA

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 11:30

Sample (adjusted): 1 85

Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.073160	0.082034	-0.891822	0.3752
TC	1.933711	1.963263	0.984948	0.3277
ISBVL	0.867212	0.235509	3.682293	0.0004
PBI	0.734339	0.720030	1.019872	0.3109
IPC	-0.234788	1.380980	-0.170015	0.8654
@TREND	0.000137	0.001010	0.135720	0.8924
R-squared	0.164581	Mean dependent var	-0.004941	
Adjusted R-squared	0.111707	S.D. dependent var	0.226498	
S.E. of regression	0.213473	Akaike info criterion	-0.182639	
Sum squared resid	3.600091	Schwarz criterion	-0.010216	
Log likelihood	13.76214	F-statistic	3.112669	

Durbin-Watson stat 1.825294 Prob(F-statistic) 0.012886

Fuente: Propia

Tabla 58: Prueba de White de Relapa

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	9.977949	Probability	0.000000
Obs*R-squared	64.35946	Probability	0.000001

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 11:32

Sample: 1 85

Included observations: 85

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.083986	0.189312	-0.443641	0.6588
TC	-0.430629	4.430858	-0.097189	0.9229
TC^2	43.77210	54.08497	0.809321	0.4213
TC*ISBVL	-1.897358	12.08499	-0.157001	0.8757
TC*PBI	-13.11732	22.74600	-0.576687	0.5662
TC*IPC	5.442028	61.21758	0.088896	0.9294
TC*(@TREND)	0.033240	0.063028	0.527392	0.5997
ISBVL	-0.299683	0.456501	-0.656478	0.5139
ISBVL^2	2.992635	0.959719	3.118240	0.0027
ISBVL*PBI	-13.50371	3.616583	-3.733831	0.0004
ISBVL*IPC	38.15654	7.077048	5.391590	0.0000
ISBVL*(@TREND)	0.004776	0.006060	0.788169	0.4335
PBI	0.565106	1.367835	0.413139	0.6809

PBI^2	-3.984755	9.148370	-0.435570	0.6646
PBI*IPC	-3.875959	21.41196	-0.181018	0.8569
PBI*(@TREND)	0.008072	0.029672	0.272051	0.7865
IPC	0.126681	4.406394	0.028749	0.9772
IPC^2	44.33319	46.29964	0.957528	0.3419
IPC*(@TREND)	-0.093397	0.075655	-1.234511	0.2215
@TREND	0.003433	0.006567	0.522801	0.6029
(@TREND)^2	-1.93E-05	4.54E-05	-0.425654	0.6718

R-squared	0.757170	Mean dependent var	0.042354
Adjusted R-squared	0.681286	S.D. dependent var	0.161570
S.E. of regression	0.091214	Akaike info criterion	-1.740866
Sum squared resid	0.532480	Schwarz criterion	-1.137388
Log likelihood	94.98681	F-statistic	9.977949
Durbin-Watson stat	2.142152	Prob(F-statistic)	0.000000

Fuente: Propia

Tabla 59: Prueba de Breusch de Relapa

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.635844	Probability	0.078118
Obs*R-squared	5.446509	Probability	0.065661

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 11:33

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	0.009889	0.080850	0.122311	0.9030
TC	-0.274124	2.001961	-0.136927	0.8914
ISBVL	-0.127524	0.237424	-0.537116	0.5927
PBI	-0.157877	0.711923	-0.221761	0.8251
IPC	-0.074323	1.354524	-0.054870	0.9564
@TREND	0.000157	0.000992	0.158039	0.8748
RESID(-1)	0.104472	0.115040	0.908137	0.3666
RESID(-2)	-0.249889	0.115679	-2.160189	0.0339
<hr/>				
R-squared	0.064077	Mean dependent var	-8.49E-18	
Adjusted R-squared	-0.021007	S.D. dependent var	0.207022	
S.E. of regression	0.209185	Akaike info criterion	-0.201801	
Sum squared resid	3.369410	Schwarz criterion	0.028095	
Log likelihood	16.57656	F-statistic	0.753098	
Durbin-Watson stat	2.003531	Prob(F-statistic)	0.628007	

Fuente: Propia

Tabla 60: Corrección de heterocedasticidad de Relapa

Dependent Variable: RELAPA

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1 85

Included observations: 85 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.073160	0.046192	-1.583815	0.1172
TC	1.933711	1.547221	1.249797	0.2151
ISBVL	0.867212	0.469299	1.847888	0.0684

PBI	0.734339	0.628406	1.168575	0.2461
IPC	-0.234788	1.807450	-0.129900	0.8970
@TREND	0.000137	0.000773	0.177257	0.8598
<hr/>				
R-squared	0.164581	Mean dependent var	-0.004941	
Adjusted R-squared	0.111707	S.D. dependent var	0.226498	
S.E. of regression	0.213473	Akaike info criterion	-0.182639	
Sum squared resid	3.600091	Schwarz criterion	-0.010216	
Log likelihood	13.76214	F-statistic	3.112669	
Durbin-Watson stat	1.825294	Prob(F-statistic)	0.012886	

Fuente: Propia

Las prueba de autocorrelacion de Breush Pagan no es estadísticamente significativa por lo tanto podemos llegar a la conclusión que no existe autocorrelación de segundo orden. Pero la prueba de heterocedasticidad de White si es estadísticamente significativa por lo que se debe a proceder a resolver el problemas utilizando los estadísticos robustos a la heterocedasticidad de White (o también llamados consistentes). Finalmente el último cuadro ya no presenta el problema de heterocedasticidad, por lo que puede realizarse la inferencia estadística correspondiente que se realiza en el Capítulo 5.3.7

Ferreyros

Tabla 61: Ferreyros primera regresión

Dependent Variable: FERREY

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 14:04

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021007	0.034923	0.601504	0.5490

TC	-1.394030	0.857032	-1.626580	0.1072
ISBVL	0.435955	0.101595	4.291096	0.0000
PBI	0.059213	0.298674	0.198255	0.8433
IPC	-1.311148	0.583909	-2.245466	0.0271
@TREND	0.000319	0.000336	0.950266	0.3444

R-squared	0.332119	Mean dependent var	0.017200
Adjusted R-squared	0.296593	S.D. dependent var	0.113921
S.E. of regression	0.095545	Akaike info criterion	-1.800323
Sum squared resid	0.858104	Schwarz criterion	-1.644012
Log likelihood	96.01613	F-statistic	9.348719
Durbin-Watson stat	2.134577	Prob(F-statistic)	0.000000

Fuente: Propia

Tabla 62: Ferreyros Prueba de White

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.977580	Probability	0.497172
Obs*R-squared	19.83895	Probability	0.468044

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 14:05

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006142	0.015590	0.393976	0.6947

TC	-0.211512	0.578536	-0.365599	0.7156
TC^2	1.241664	7.331791	0.169353	0.8660
TC*ISBVL	0.480504	1.647315	0.291689	0.7713
TC*PBI	2.982258	3.004946	0.992450	0.3240
TC*IPC	10.23620	8.157199	1.254867	0.2132
TC*(@TREND)	-0.005046	0.007678	-0.657186	0.5130
ISBVL	-0.012766	0.060530	-0.210899	0.8335
ISBVL^2	0.088799	0.127795	0.694854	0.4892
ISBVL*PBI	0.541277	0.474212	1.141424	0.2571
ISBVL*IPC	0.649204	0.934051	0.695041	0.4891
ISBVL*(@TREND)	-8.19E-05	0.000670	-0.122295	0.9030
PBI	0.006531	0.163585	0.039924	0.9683
PBI^2	0.608272	1.173796	0.518209	0.6058
PBI*IPC	-0.830523	2.701964	-0.307378	0.7594
PBI*(@TREND)	0.000863	0.002466	0.349897	0.7273
IPC	-0.016726	0.453523	-0.036880	0.9707
IPC^2	0.259070	5.954710	0.043507	0.9654
IPC*(@TREND)	0.000868	0.004934	0.175880	0.8608
@TREND	-0.000197	0.000433	-0.453680	0.6513
(@TREND)^2	1.31E-06	3.07E-06	0.427449	0.6702
<hr/>				
R-squared	0.198389	Mean dependent var	0.008581	
Adjusted R-squared	-0.004550	S.D. dependent var	0.012641	
S.E. of regression	0.012670	Akaike info criterion	-5.714952	
Sum squared resid	0.012681	Schwarz criterion	-5.167866	
Log likelihood	306.7476	F-statistic	0.977580	
Durbin-Watson stat	2.265094	Prob(F-statistic)	0.497172	

Fuente: Propia

Tabla 63: Prueba de Breusch

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.248724	Probability	0.780318
Obs*R-squared	0.537797	Probability	0.764221

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 14:05

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003437	0.035547	-0.096701	0.9232
TC	0.011663	0.866946	0.013453	0.9893
ISBVL	0.020897	0.106730	0.195790	0.8452
PBI	0.025292	0.304077	0.083177	0.9339
IPC	0.047225	0.593492	0.079571	0.9368
@TREND	-2.34E-06	0.000339	-0.006900	0.9945
RESID(-1)	-0.073778	0.108692	-0.678778	0.4990
RESID(-2)	0.017965	0.108480	0.165602	0.8688
R-squared	0.005378	Mean dependent var	6.49E-18	
Adjusted R-squared	-0.070300	S.D. dependent var	0.093101	
S.E. of regression	0.096317	Akaike info criterion	-1.765715	
Sum squared resid	0.853490	Schwarz criterion	-1.557301	
Log likelihood	96.28575	F-statistic	0.071064	
Durbin-Watson stat	2.002130	Prob(F-statistic)	0.999411	

Fuente: Propia

Tanto la prueba de Breusch Pagan como la de White demuestran que no existen perturbaciones esféricas, debido a que ambas pruebas no son estadísticamente significativas al nivel del 5%, por lo tanto la regresión inicial puede ser usada para hacer inferencia estadística sin mayores problemas

Bap

Tabla 64: Primera regresión Bap

Dependent Variable: BAP

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 12:24

Sample: 1 100

Included observations: 100

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.014316	0.047375	-0.302187	0.7632
TC	-0.358970	0.825764	-0.434713	0.6648
ISBVL	0.639237	0.115498	5.534635	0.0000
PBI	0.581352	0.333455	1.743421	0.0845
IPC	-0.026902	0.691645	-0.038895	0.9691
@TREND	-0.000196	0.000299	-0.655507	0.5137
R-squared	0.352877	Mean dependent var	0.032000	
Adjusted R-squared	0.318455	S.D. dependent var	0.115968	
S.E. of regression	0.095738	Akaike info criterion	-1.796280	
Sum squared resid	0.861580	Schwarz criterion	-1.639970	
Log likelihood	95.81401	F-statistic	10.25164	
Durbin-Watson stat	1.904039	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Tabla 65: Prueba de white Bap

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.883654	Probability	0.607325
Obs*R-squared	18.28128	Probability	0.568885

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 12:25

Sample: 1 100

Included observations: 100

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.041369	0.023948	1.727443	0.0880
TC	-0.549876	1.102460	-0.498771	0.6193
TC^2	7.301572	9.764068	0.747800	0.4568
TC*ISBVL	1.922402	2.610070	0.736533	0.4636
TC*PBI	1.654503	3.017695	0.548267	0.5851
TC*IPC	4.134741	14.62167	0.282782	0.7781
TC*(@TREND)	0.009285	0.009585	0.968700	0.3357
ISBVL	-0.188144	0.119546	-1.573817	0.1195
ISBVL^2	0.230583	0.219701	1.049533	0.2971
ISBVL*PBI	1.044320	0.636814	1.639914	0.1050
ISBVL*IPC	1.622863	1.563404	1.038032	0.3024
ISBVL*(@TREND)	0.001211	0.000670	1.807644	0.0745
PBI	-0.110473	0.222919	-0.495576	0.6216

PBI^2	-0.909174	1.118616	-0.812767	0.4188
PBI*IPC	3.537669	2.934736	1.205447	0.2316
PBI*(@TREND)	0.000483	0.001927	0.250607	0.8028
IPC	-1.137678	0.817367	-1.391881	0.1679
IPC^2	6.286360	9.308880	0.675308	0.5015
IPC*(@TREND)	0.007326	0.004115	1.780396	0.0789
@TREND	-0.000211	0.000410	-0.514498	0.6083
(@TREND)^2	-1.14E-06	3.21E-06	-0.356041	0.7228

R-squared	0.182813	Mean dependent var	0.008616
Adjusted R-squared	-0.024070	S.D. dependent var	0.017987
S.E. of regression	0.018202	Akaike info criterion	-4.990306
Sum squared resid	0.026173	Schwarz criterion	-4.443220
Log likelihood	270.5153	F-statistic	0.883654
Durbin-Watson stat	2.254284	Prob(F-statistic)	0.607325

Fuente: Propia

Tabla 66: Prueba de Breusch

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.409892	Probability	0.037275
Obs*R-squared	6.901234	Probability	0.031726

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 12:25

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000845	0.034177	0.024726	0.9803

TC	-0.179539	0.840722	-0.213553	0.8314
ISBVL	-0.020384	0.099787	-0.204271	0.8386
PBI	0.005928	0.292012	0.020299	0.9838
IPC	-0.056807	0.571852	-0.099339	0.9211
@TREND	1.16E-05	0.000328	0.035174	0.9720
RESID(-1)	0.058676	0.101399	0.578662	0.5642
RESID(-2)	-0.262861	0.102168	-2.572843	0.0117

R-squared	0.069012	Mean dependent var	3.47E-18
Adjusted R-squared	-0.001824	S.D. dependent var	0.093289
S.E. of regression	0.093374	Akaike info criterion	-1.827790
Sum squared resid	0.802121	Schwarz criterion	-1.619376
Log likelihood	99.38948	F-statistic	0.974255
Durbin-Watson stat	2.067546	Prob(F-statistic)	0.454812

Fuente: Propia

Tabla 67: Corrección de la regresión de BAP por Autocorrelación de segundo orden y heterocedasticidad

Dependent Variable: BAP

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 12:26

Sample (adjusted): 3 100

Included observations: 98 after adjustments

Convergence achieved after 5 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.012232	0.036364	-0.336376	0.7374
TC	-0.494788	0.751049	-0.658795	0.5117
ISBVL	0.610710	0.093848	6.507398	0.0000

PBI	0.559865	0.253191	2.211231	0.0295
IPC	-0.067617	0.534189	-0.126579	0.8996
@TREND	-0.000178	0.000257	-0.690587	0.4916
AR(2)	-0.260772	0.081617	-3.195089	0.0019
<hr/>				
R-squared	0.394552	Mean dependent var	0.032755	
Adjusted R-squared	0.354632	S.D. dependent var	0.116856	
S.E. of regression	0.093876	Akaike info criterion	-1.824942	
Sum squared resid	0.801950	Schwarz criterion	-1.640302	
Log likelihood	96.42217	F-statistic	9.883649	
Durbin-Watson stat	1.958560	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

La prueba de heterocedasticidad de White y de Autocorrelación muestra que existe esta para ambas situaciones, existe una autocorrelación de segundo orden; en el último cuadro se corrige estos dos problemas con la heterocedasticidad consistente de White y agregando un término a la regresión AR (2) (un rezago del error), tras todo esto se puede hacer inferencia estadística.

Gramon

Tabla 68: Gramon regresión inicial

Dependent Variable: GRAMON

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 14:45

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.061217	0.040191	1.523156	0.1311

TC	-1.941236	0.986303	-1.968194	0.0520
ISBVL	0.539911	0.116920	4.617801	0.0000
PBI	-0.163689	0.343725	-0.476220	0.6350
IPC	-1.321802	0.671984	-1.967014	0.0521
@TREND	0.000194	0.000387	0.502728	0.6163

R-squared	0.359427	Mean dependent var	0.039600
Adjusted R-squared	0.325354	S.D. dependent var	0.133870
S.E. of regression	0.109956	Akaike info criterion	-1.519345
Sum squared resid	1.136494	Schwarz criterion	-1.363034
Log likelihood	81.96723	F-statistic	10.54872
Durbin-Watson stat	2.251354	Prob(F-statistic)	0.000000

Fuente: Propia

Tabla 69: Prueba de Breusch Gramon

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.817522	Probability	0.444706
Obs*R-squared	1.746188	Probability	0.417657

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 14:49

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005728	0.040518	-0.141370	0.8879
TC	-0.030658	1.003632	-0.030547	0.9757
ISBVL	0.026204	0.119167	0.219896	0.8264

PBI	0.068313	0.348515	0.196012	0.8450
IPC	0.028812	0.673870	0.042756	0.9660
@TREND	-1.15E-05	0.000388	-0.029775	0.9763
RESID(-1)	-0.130233	0.106960	-1.217591	0.2265
RESID(-2)	0.025210	0.106410	0.236915	0.8132
<hr/>				
R-squared	0.017462	Mean dependent var	6.35E-18	
Adjusted R-squared	-0.057296	S.D. dependent var	0.107144	
S.E. of regression	0.110170	Akaike info criterion	-1.496961	
Sum squared resid	1.116649	Schwarz criterion	-1.288547	
Log likelihood	82.84804	F-statistic	0.233578	
Durbin-Watson stat	2.010411	Prob(F-statistic)	0.976070	

Fuente: Propia

Tabla 70: Prueba de White Gramon

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.073476	Probability	0.393184
Obs*R-squared	21.36918	Probability	0.375696

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 14:45

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.045220	0.028820	-1.569052	0.1206
TC	-0.482852	1.069477	-0.451484	0.6529

TC^2	-18.44111	13.55349	-1.360617	0.1775
TC*ISBVL	-2.433069	3.045213	-0.798981	0.4267
TC*PBI	3.768509	5.554919	0.678409	0.4995
TC*IPC	9.583670	15.07933	0.635550	0.5269
TC*(@TREND)	-0.004317	0.014194	-0.304150	0.7618
ISBVL	-0.001070	0.111895	-0.009564	0.9924
ISBVL^2	-0.102002	0.236241	-0.431773	0.6671
ISBVL*PBI	-0.248905	0.876624	-0.283936	0.7772
ISBVL*IPC	0.590910	1.726680	0.342224	0.7331
ISBVL*(@TREND)	0.001025	0.001239	0.827111	0.4107
PBI	0.570373	0.302402	1.886140	0.0630
PBI^2	-2.452027	2.169870	-1.130034	0.2619
PBI*IPC	-1.621713	4.994829	-0.324678	0.7463
PBI*(@TREND)	-0.005880	0.004559	-1.289771	0.2009
IPC	0.733374	0.838380	0.874751	0.3844
IPC^2	-4.154015	11.00783	-0.377369	0.7069
IPC*(@TREND)	-0.001283	0.009122	-0.140657	0.8885
@TREND	0.001492	0.000801	1.862898	0.0662
(@TREND)^2	-1.02E-05	5.67E-06	-1.802711	0.0752
<hr/>				
R-squared	0.213692	Mean dependent var	0.011365	
Adjusted R-squared	0.014626	S.D. dependent var	0.023594	
S.E. of regression	0.023421	Akaike info criterion	-4.486103	
Sum squared resid	0.043334	Schwarz criterion	-3.939018	
Log likelihood	245.3052	F-statistic	1.073476	
Durbin-Watson stat	2.181853	Prob(F-statistic)	0.393184	

Fuente: Propia

Tanto la prueba de Breusch Pagan como la de White demuestran que no existen perturbaciones esféricas, debido a que ambas pruebas no nos estadísticamente significativas al nivel del 5%, por lo tanto la regresión inicial puede ser usada para hacer inferencia estadística sin mayores problemas.

BVN

Tabla 71: BVN regresión inicial

Dependent Variable: BVN

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 16:01

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.032878	0.042896	0.766477	0.4453
TC	1.230747	1.052675	1.169161	0.2453
ISBVL	0.793822	0.124787	6.361393	0.0000
PBI	-0.095829	0.366855	-0.261218	0.7945
IPC	-0.301882	0.717204	-0.420915	0.6748
@TREND	-0.000334	0.000413	-0.809191	0.4204
R-squared	0.333564	Mean dependent var	0.017700	
Adjusted R-squared	0.298116	S.D. dependent var	0.140078	
S.E. of regression	0.117356	Akaike info criterion	-1.389093	
Sum squared resid	1.294598	Schwarz criterion	-1.232782	
Log likelihood	75.45463	F-statistic	9.409781	
Durbin-Watson stat	1.913575	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Tabla 72: Prueba de White BVN

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	2.696065	Probability	0.000947
Obs*R-squared	40.56633	Probability	0.004233

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 16:06

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010290	0.029353	0.350570	0.7268
TC	-0.846868	1.089268	-0.777465	0.4392
TC^2	-15.00121	13.80431	-1.086705	0.2805
TC*ISBVL	7.083053	3.101567	2.283701	0.0251
TC*PBI	-1.914511	5.657717	-0.338389	0.7360
TC*IPC	-3.150414	15.35839	-0.205127	0.8380
TC*(@TREND)	0.010699	0.014457	0.740101	0.4614
ISBVL	0.211154	0.113966	1.852787	0.0676
ISBVL^2	0.316515	0.240613	1.315453	0.1922
ISBVL*PBI	-2.331756	0.892847	-2.611597	0.0108
ISBVL*IPC	-2.599919	1.758633	-1.478375	0.1433
ISBVL*(@TREND)	-0.000371	0.001262	-0.294196	0.7694
PBI	-0.153883	0.307999	-0.499622	0.6187
PBI^2	0.775555	2.210025	0.350926	0.7266
PBI*IPC	4.305153	5.087262	0.846261	0.4000
PBI*(@TREND)	-0.001349	0.004643	-0.290645	0.7721
IPC	-1.043232	0.853895	-1.221734	0.2254
IPC^2	17.67787	11.21154	1.576757	0.1188
IPC*(@TREND)	0.000542	0.009291	0.058325	0.9536

@TREND	0.000695	0.000816	0.851719	0.3969
(@TREND)^2	-6.03E-06	5.77E-06	-1.043816	0.2998
R-squared	0.405663	Mean dependent var	0.012946	
Adjusted R-squared	0.255198	S.D. dependent var	0.027640	
S.E. of regression	0.023854	Akaike info criterion	-4.449430	
Sum squared resid	0.044953	Schwarz criterion	-3.902344	
Log likelihood	243.4715	F-statistic	2.696065	
Durbin-Watson stat	2.079972	Prob(F-statistic)	0.000947	

Fuente: Propia

Tabla 73: Prueba de Breusch BVN

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.895879	Probability	0.411780
Obs*R-squared	1.910357	Probability	0.384743

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 16:06

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004999	0.043215	-0.115682	0.9082
TC	0.357044	1.098854	0.324924	0.7460
ISBVL	0.064943	0.139007	0.467190	0.6415
PBI	0.029855	0.369518	0.080793	0.9358
IPC	0.100522	0.722617	0.139108	0.8897
@TREND	-1.06E-05	0.000414	-0.025514	0.9797

RESID(-1)	0.058843	0.112322	0.523879	0.6016
RESID(-2)	0.135286	0.107260	1.261296	0.2104
<hr/>				
R-squared	0.019104	Mean dependent var	4.16E-19	
Adjusted R-squared	-0.055530	S.D. dependent var	0.114354	
S.E. of regression	0.117486	Akaike info criterion	-1.368381	
Sum squared resid	1.269867	Schwarz criterion	-1.159967	
Log likelihood	76.41905	F-statistic	0.255965	
Durbin-Watson stat	1.990529	Prob(F-statistic)	0.969018	

Fuente: Propia

Tabla 74: Corrección del problema de heterocedasticidad de BVN

Dependent Variable: BVN

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 16:07

Sample: 1 100

Included observations: 100

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.032878	0.049124	0.669302	0.5049
TC	1.230747	1.345561	0.914672	0.3627
ISBVL	0.793822	0.163807	4.846095	0.0000
PBI	-0.095829	0.407268	-0.235298	0.8145
IPC	-0.301882	0.904922	-0.333600	0.7394
@TREND	-0.000334	0.000295	-1.132858	0.2602

R-squared	0.333564	Mean dependent var	0.017700	
Adjusted R-squared	0.298116	S.D. dependent var	0.140078	
S.E. of regression	0.117356	Akaike info criterion	-1.389093	
Sum squared resid	1.294598	Schwarz criterion	-1.232782	

Log likelihood	75.45463	F-statistic	9.409781
Durbin-Watson stat	1.913575	Prob(F-statistic)	0.000000

Fuente: Propia

Las prueba de autocorrelacion de Breush Pagan no es estadísticamente significativa por lo tanto podemos llegar a la conclusión que no existe autocorrelación de segundo orden. Pero la prueba de heterocedasticidad de White si es estadísticamente significativa por lo que se debe a proceder a resolver el problemas utilizando los estadísticos robustos a la heterocedasticidad de White (o también llamados consistentes). Finalmente el último cuadro ya no presenta el problema de heterocedasticidad, por lo que puede realizarse la inferencia estadística correspondiente que se realiza en el Capítulo 5.3.11

ALICORP

Tabla 75: Primera regresión Alicorp

Dependent Variable: ALICOR

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 16:38

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.029621	0.064623	0.458365	0.6477
TC	-0.878355	1.585885	-0.553858	0.5810
ISBVL	0.447906	0.187996	2.382531	0.0192
PBI	-0.299070	0.552678	-0.541129	0.5897
IPC	-0.123344	1.080488	-0.114156	0.9094
@TREND	0.000369	0.000622	0.593681	0.5542
R-squared	0.102059	Mean dependent var	0.037200	
Adjusted R-squared	0.054296	S.D. dependent var	0.181804	

S.E. of regression	0.176800	Akaike info criterion	0.569476
Sum squared resid	2.938259	Schwarz criterion	0.413166
Log likelihood	34.47380	F-statistic	2.136776
Durbin-Watson stat	1.911458	Prob(F-statistic)	0.067726

Fuente: Propia

Tabla 76: Prueba de White de Alicorp

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.396805	Probability	0.149337
Obs*R-squared	26.12410	Probability	0.161752

Test Equation:

Dependent Variable: RESID²

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 16:39

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.226493	0.216370	1.046788	0.2984
TC	4.673250	8.029311	0.582024	0.5622
TC ²	-6.042965	101.7556	-0.059387	0.9528
TC*ISBVL	-12.14940	22.86255	-0.531411	0.5966
TC*PBI	2.793833	41.70467	0.066991	0.9468
TC*IPC	-46.35537	113.2111	-0.409460	0.6833
TC*(@TREND)	-0.059595	0.106564	-0.559240	0.5776
ISBVL	-1.138762	0.840075	-1.355548	0.1791

ISBVL^2	-0.278620	1.773627	-0.157091	0.8756
ISBVL*PBI	-1.899570	6.581434	-0.288626	0.7736
ISBVL*IPC	10.15102	12.96339	0.783052	0.4359
ISBVL*(@TREND)	0.025503	0.009299	2.742367	0.0075
PBI	0.684634	2.270346	0.301555	0.7638
PBI^2	-9.228850	16.29073	-0.566509	0.5727
PBI*IPC	-3.798630	37.49968	-0.101298	0.9196
PBI*(@TREND)	0.014358	0.034225	0.419535	0.6760
IPC	-5.889772	6.294304	-0.935731	0.3523
IPC^2	15.97571	82.64349	0.193309	0.8472
IPC*(@TREND)	0.139176	0.068484	2.032255	0.0455
@TREND	-0.007888	0.006014	-1.311575	0.1935
(@TREND)^2	3.25E-05	4.26E-05	0.764331	0.4469
<hr/>				
R-squared	0.261241	Mean dependent var	0.029383	
Adjusted R-squared	0.074213	S.D. dependent var	0.182749	
			-	
S.E. of regression	0.175837	Akaike info criterion	0.454245	
Sum squared resid	2.442564	Schwarz criterion	0.092841	
Log likelihood	43.71224	F-statistic	1.396805	
Durbin-Watson stat	1.921778	Prob(F-statistic)	0.149337	

Fuente: Propia

Tabla 77: Prueba de Breusch de Alicorp

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.231172	Probability	0.794063
Obs*R-squared	0.500034	Probability	0.778788

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 16:39

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000809	0.065279	0.012394	0.9901
TC	-0.086293	1.639944	-0.052620	0.9581
ISBVL	-0.009720	0.190406	-0.051049	0.9594
PBI	-0.018643	0.558018	-0.033410	0.9734
IPC	0.002156	1.090781	0.001976	0.9984
@TREND	1.07E-05	0.000628	0.017105	0.9864
RESID(-1)	0.044920	0.105064	0.427548	0.6700
RESID(-2)	-0.057258	0.106778	-0.536232	0.5931
R-squared	0.005000	Mean dependent var	4.72E-18	
Adjusted R-squared	-0.070706	S.D. dependent var	0.172277	
S.E. of regression	0.178264	Akaike info criterion	0.534489	
Sum squared resid	2.923566	Schwarz criterion	0.326075	
Log likelihood	34.72445	F-statistic	0.066049	
Durbin-Watson stat	1.991912	Prob(F-statistic)	0.999537	

Fuente: Propia

Tanto la prueba de Breusch Pagan como la de White demuestran que no existen perturbaciones esféricas, debido a que ambas pruebas no nos estadísticamente significativas al nivel del 5%, por lo tanto la regresión inicial puede ser usada para hacer inferencia estadística sin mayores problemas

IFS

Tabla 78: Primera Regresión IFS

Dependent Variable: IFS

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 17:16

Sample (adjusted): 1 59

Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001503	0.060605	-0.024800	0.9803
TC	-1.499392	1.666177	-0.899899	0.3722
ISBVL	0.935183	0.197730	4.729591	0.0000
PBI	-0.182188	0.544365	-0.334680	0.7392
IPC	0.581313	1.200375	0.484276	0.6302
@TREND	0.000913	0.001255	0.727947	0.4698
R-squared	0.406493	Mean dependent var	0.039153	
Adjusted R-squared	0.350502	S.D. dependent var	0.191584	
			-	
S.E. of regression	0.154400	Akaike info criterion	0.802391	
			-	
Sum squared resid	1.263492	Schwarz criterion	0.591116	
Log likelihood	29.67054	F-statistic	7.259937	
Durbin-Watson stat	2.383786	Prob(F-statistic)	0.000031	

Fuente: Propia

Tabla 79: Prueba de White IFS

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.031514	Probability	0.452456
Obs*R-squared	20.76037	Probability	0.411356

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 17:18

Sample: 1 59

Included observations: 59

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004535	0.360592	0.012576	0.9900
TC	-1.772127	4.768413	-0.371639	0.7122
TC^2	-63.06172	75.59539	-0.834201	0.4094
TC*ISBVL	4.982060	16.77713	0.296955	0.7681
TC*PBI	-5.689849	25.45407	-0.223534	0.8243
TC*IPC	115.5371	91.69860	1.259966	0.2154
TC*(@TREND)	-0.074277	0.124676	-0.595759	0.5549
ISBVL	-0.396237	0.495757	-0.799257	0.4291
ISBVL^2	0.876826	1.236758	0.708971	0.4827
ISBVL*PBI	-0.753946	3.904009	-0.193121	0.8479
ISBVL*IPC	13.14138	10.58513	1.241495	0.2220
ISBVL*(@TREND)	0.001940	0.010566	0.183616	0.8553
PBI	1.908345	1.935615	0.985912	0.3304
PBI^2	-4.122291	11.78981	-0.349649	0.7285
PBI*IPC	6.598936	30.43041	0.216853	0.8295
PBI*(@TREND)	-0.050123	0.064882	-0.772529	0.4446

IPC	-6.599222	8.139335	-0.810781	0.4225
IPC^2	102.0512	68.67661	1.485967	0.1455
IPC*(@TREND)	0.036540	0.178341	0.204888	0.8388
@TREND	-0.000827	0.015147	-0.054575	0.9568
(@TREND)^2	5.14E-05	0.000167	0.307825	0.7599
<hr/>				
R-squared	0.351871	Mean dependent var	0.021415	
Adjusted R-squared	0.010750	S.D. dependent var	0.092210	
<hr/>				
S.E. of regression	0.091714	Akaike info criterion	1.668381	
<hr/>				
Sum squared resid	0.319632	Schwarz criterion	0.928919	
Log likelihood	70.21724	F-statistic	1.031514	
Durbin-Watson stat	1.971419	Prob(F-statistic)	0.452456	

Fuente: Propia

Tabla 80: Prueba de Breusch IFS

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.196467	Probability	0.310601
Obs*R-squared	2.644229	Probability	0.266571

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 17:19

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	0.002570	0.060404	0.042544	0.9662
TC	-0.140188	1.672731	-0.083808	0.9335
ISBVL	-0.076231	0.204457	-0.372844	0.7108
PBI	0.032620	0.543574	0.060010	0.9524
IPC	-0.094217	1.198755	-0.078596	0.9377
@TREND	-5.84E-05	0.001251	-0.046711	0.9629
RESID(-1)	-0.220366	0.143897	-1.531414	0.1318
RESID(-2)	-0.081474	0.143672	-0.567084	0.5731
<hr/>				
R-squared	0.044817	Mean dependent var	-7.17E-18	
Adjusted R-squared	-0.086286	S.D. dependent var	0.147595	
			-	
S.E. of regression	0.153831	Akaike info criterion	0.780447	
			-	
Sum squared resid	1.206866	Schwarz criterion	0.498747	
Log likelihood	31.02320	F-statistic	0.341848	
Durbin-Watson stat	2.050472	Prob(F-statistic)	0.930736	

Fuente: Propia

Tanto la prueba de Breusch Pagan como la de White demuestran que no existen perturbaciones esféricas, debido a que ambas pruebas no nos estadísticamente significativas al nivel del 5%, por lo tanto la regresión inicial puede ser usada para hacer inferencia estadística sin mayores problemas.

Casagrande

Tabla 81: Casagrande primera regresión

Dependent Variable: CASAGR

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 18:03

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.049197	0.062664	0.785078	0.4344
TC	-0.693097	1.537811	-0.450704	0.6532
ISBVL	1.020798	0.182297	5.599638	0.0000
PBI	-0.364263	0.535925	-0.679691	0.4984
IPC	-0.214554	1.047735	-0.204779	0.8382
@TREND	5.02E-05	0.000603	0.083175	0.9339
R-squared	0.325545	Mean dependent var	0.047700	
Adjusted R-squared	0.289669	S.D. dependent var	0.203415	
S.E. of regression	0.171440	Akaike info criterion	0.631041	
Sum squared resid	2.762819	Schwarz criterion	0.474731	
Log likelihood	37.55207	F-statistic	9.074342	
Durbin-Watson stat	1.989536	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Propia

Tabla 82: Prueba de White Casagrande

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	2.033383	Probability	0.014037
Obs*R-squared	33.98384	Probability	0.026234

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 18:03

Sample: 1 100

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.092198	0.072639	-1.269264	0.2081
TC	1.382236	2.695584	0.512778	0.6095
TC^2	55.85519	34.16118	1.635049	0.1060
TC*ISBVL	5.705944	7.675371	0.743410	0.4594
TC*PBI	26.50373	14.00101	1.892987	0.0620
TC*IPC	9.907530	38.00702	0.260676	0.7950
TC*(@TREND)	-0.091034	0.035775	-2.544595	0.0129
ISBVL	-0.151471	0.282028	-0.537075	0.5927
ISBVL^2	0.163064	0.595438	0.273855	0.7849
ISBVL*PBI	2.113815	2.209506	0.956691	0.3416
ISBVL*IPC	0.684965	4.352045	0.157389	0.8753
ISBVL*(@TREND)	0.002700	0.003122	0.864673	0.3898
PBI	1.002585	0.762196	1.315390	0.1922
PBI^2	-2.577229	5.469093	-0.471235	0.6388
PBI*IPC	-3.605169	12.58932	-0.286367	0.7753
PBI*(@TREND)	-0.017425	0.011490	-1.516580	0.1334
IPC	0.900142	2.113111	0.425980	0.6713
IPC^2	15.31315	27.74491	0.551926	0.5826
IPC*(@TREND)	-0.033924	0.022991	-1.475515	0.1440
@TREND	0.003131	0.002019	1.550639	0.1250
(@TREND)^2	-1.04E-05	1.43E-05	-0.728522	0.4684
R-squared	0.339838	Mean dependent var	0.027628	
Adjusted R-squared	0.172709	S.D. dependent var	0.064902	
S.E. of regression	0.059032	Akaike info criterion	-	

			2.637212
			-
Sum squared resid	0.275293	Schwarz criterion	2.090126
Log likelihood	152.8606	F-statistic	2.033383
Durbin-Watson stat	1.813294	Prob(F-statistic)	0.014037

Fuente: Propia

Tabla 83: Prueba de Breusch Casagrande

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.412655	Probability	0.663110
Obs*R-squared	0.889100	Probability	0.641113

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 18:03

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003427	0.063176	0.054252	0.9569
TC	-0.068361	1.574141	-0.043427	0.9655
ISBVL	0.029976	0.186393	0.160821	0.8726
PBI	-0.072699	0.546171	-0.133106	0.8944
IPC	0.066716	1.057540	0.063086	0.9498
@TREND	-3.58E-05	0.000608	-0.058933	0.9531
RESID(-1)	0.004730	0.106963	0.044221	0.9648
RESID(-2)	0.100508	0.110643	0.908399	0.3660
R-squared	0.008891	Mean dependent var	3.33E-18	

Adjusted R-squared	-0.066519	S.D. dependent var	0.167055
			-
S.E. of regression	0.172521	Akaike info criterion	0.599972
			-
Sum squared resid	2.738255	Schwarz criterion	0.391559
Log likelihood	37.99861	F-statistic	0.117901
Durbin-Watson stat	1.940402	Prob(F-statistic)	0.996971

Fuente: Propia

Tabla 84: Corrección por heterocedasticidad de Casagrande.

Dependent Variable: CASAGR

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 18:04

Sample: 1 100

Included observations: 100

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.049197	0.051311	0.958799	0.3401
TC	-0.693097	1.975528	-0.350841	0.7265
ISBVL	1.020798	0.201843	5.057393	0.0000
PBI	-0.364263	0.504524	-0.721994	0.4721
IPC	-0.214554	1.143761	-0.187586	0.8516
@TREND	5.02E-05	0.000540	0.092830	0.9262
R-squared	0.325545	Mean dependent var	0.047700	
Adjusted R-squared	0.289669	S.D. dependent var	0.203415	
				-
S.E. of regression	0.171440	Akaike info criterion	0.631041	

Sum squared resid	2.762819	Schwarz criterion	0.474731
Log likelihood	37.55207	F-statistic	9.074342
Durbin-Watson stat	1.989536	Prob(F-statistic)	0.000000

Fuente: Propia

Las prueba de autocorrelacion de Breush Pagan no es estadísticamente significativa por lo tanto podemos llegar a la conclusión que no existe autocorrelación de segundo orden. Pero la prueba de heterocedasticidad de White si es estadísticamente significativa por lo que se debe a proceder a resolver el problemas utilizando los estadísticos robustos a la heterocedasticidad de White (o también llamados consistentes). Finalmente el último cuadro ya no presenta el problema de heterocedasticidad, por lo que puede realizarse la inferencia estadística correspondiente que se realiza en el Capítulo 5.3.14.

Rio

Tabla 85: Primera regresión rio

Dependent Variable: RIO

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 18:23

Sample (adjusted): 1 30

Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.131921	0.424003	-0.311132	0.7584
TC	1.568024	6.215738	0.252267	0.8030
ISBVL	1.649284	0.460043	3.585063	0.0015
PBI	0.276553	1.696103	0.163052	0.8718
IPC	2.830090	8.730400	0.324165	0.7486
@TREND	0.007885	0.013505	0.583844	0.5648

R-squared	0.430506	Mean dependent var	0.094333
Adjusted R-squared	0.311862	S.D. dependent var	0.196726
			-
S.E. of regression	0.163193	Akaike info criterion	0.610915
			-
Sum squared resid	0.639164	Schwarz criterion	0.330675
Log likelihood	15.16372	F-statistic	3.628538
Durbin-Watson stat	2.373800	Prob(F-statistic)	0.013824

Fuente: Propia

Tabla 86: Corrección heterocedasticidad Río

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.835375	Probability	0.650606
Obs*R-squared	19.49723	Probability	0.489748

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 18:24

Sample: 1 30

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.601497	4.159631	-1.106227	0.2973
TC	-48.26447	68.78311	-0.701691	0.5006
TC^2	259.1036	597.1500	0.433900	0.6746
TC*ISBVL	41.48242	90.50597	0.458339	0.6576

TC*PBI	146.6585	277.2181	0.529037	0.6096
TC*IPC	829.6046	1116.737	0.742883	0.4765
TC*(@TREND)	0.758540	1.872142	0.405172	0.6948
ISBVL	0.267629	4.424148	0.060493	0.9531
ISBVL^2	2.954281	3.973835	0.743433	0.4762
ISBVL*PBI	-11.47471	34.95690	-0.328253	0.7502
ISBVL*IPC	-8.034788	99.15614	-0.081032	0.9372
ISBVL*(@TREND)	0.062885	0.200550	0.313561	0.7610
PBI	14.77029	21.99530	0.671520	0.5188
PBI^2	-69.06409	65.43218	-1.055506	0.3187
PBI*IPC	-138.8322	501.7075	-0.276719	0.7882
PBI*(@TREND)	0.015044	0.751338	0.020023	0.9845
IPC	163.4019	164.3919	0.993977	0.3462
IPC^2	-1456.209	1671.175	-0.871368	0.4062
IPC*(@TREND)	-4.861791	5.206535	-0.933786	0.3748
@TREND	0.230646	0.240701	0.958226	0.3630
(@TREND)^2	-0.003220	0.003948	-0.815720	0.4357
<hr/>				
R-squared	0.649908	Mean dependent var	0.021305	
Adjusted R-squared	-0.128075	S.D. dependent var	0.057897	
				-
S.E. of regression	0.061493	Akaike info criterion	2.543754	
				-
Sum squared resid	0.034033	Schwarz criterion	1.562916	
Log likelihood	59.15631	F-statistic	0.835375	
Durbin-Watson stat	2.582799	Prob(F-statistic)	0.650606	

Fuente: Propia

Tabla 87: Prueba de Breusch para Río

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.129588	Probability	0.341203
Obs*R-squared	2.793799	Probability	0.247363

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/18/12 Time: 18:25

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006686	0.422715	-0.015818	0.9875
TC	1.089935	6.224956	0.175091	0.8626
ISBVL	0.051250	0.459852	0.111449	0.9123
PBI	-1.575954	2.067955	-0.762083	0.4541
IPC	2.010297	8.786421	0.228796	0.8211
@TREND	0.005302	0.013920	0.380891	0.7069
RESID(-1)	-0.372823	0.250211	-1.490035	0.1504
RESID(-2)	-0.211624	0.258359	-0.819110	0.4215
R-squared	0.093127	Mean dependent var	7.40E-18	
Adjusted R-squared	-0.195424	S.D. dependent var	0.148459	
			-	
S.E. of regression	0.162319	Akaike info criterion	0.575334	
			-	
Sum squared resid	0.579641	Schwarz criterion	0.201681	
Log likelihood	16.63001	F-statistic	0.322739	
Durbin-Watson stat	1.944258	Prob(F-statistic)	0.935474	

Fuente: Propia

Tanto la prueba de Breusch Pagan como la de White demuestran que no existen perturbaciones esféricas, debido a que ambas pruebas no nos estadísticamente significativas al nivel del 5%, por lo tanto la regresión inicial puede ser usada para hacer inferencia estadística sin mayores problemas.



ANEXO 3: Data

Fecha cotización	ISBVL	TC	Var% ISBVL	Var% TC Bancario	Var. % 12 men IPC Lima	PBI (var. %)
31/05/12	30281.38	2.67	-6.69%	0.46%	4.14%	6.86%
30/04/12	32451.08	2.66	-2.49%	-0.52%	4.08%	4.49%
30/03/12	33278.12	2.67	5.72%	-0.47%	4.23%	5.68%
29/02/12	31477.21	2.68	4.06%	-0.34%	4.17%	7.00%
31/01/12	30249.54	2.69	10.66%	-0.13%	4.23%	5.57%
30/12/11	27335.20	2.70	-1.85%	-0.32%	4.74%	5.96%
30/11/11	27851.71	2.71	1.81%	-0.98%	4.64%	5.14%
31/10/11	27356.20	2.73	7.06%	-0.43%	4.20%	5.33%
30/09/11	25552.34	2.74	-11.54%	0.16%	3.73%	5.89%
31/08/11	28886.03	2.74	-4.95%	-0.07%	3.35%	7.69%
27/07/11	30390.59	2.74	17.54%	-0.83%	3.35%	6.50%
30/06/11	25855.19	2.76	-13.20%	-0.39%	2.91%	5.43%
31/05/11	29788.77	2.78	8.93%	-1.44%	3.07%	7.39%
29/04/11	27346.86	2.82	-8.81%	1.31%	3.34%	7.81%
31/03/11	29989.71	2.78	-3.22%	0.31%	2.66%	7.98%
28/02/11	30986.04	2.77	-0.68%	-0.60%	2.23%	8.32%
31/01/11	31199.64	2.79	-2.65%	-1.01%	2.17%	10.21%
31/12/10	32050.41	2.82	10.56%	0.36%	2.08%	8.93%
30/11/10	28989.81	2.81	3.42%	0.50%	2.22%	10.19%
29/10/10	28031.77	2.79	7.58%	0.03%	2.10%	8.51%
30/09/10	26055.67	2.79	14.24%	-0.41%	2.37%	10.34%
31/08/10	22807.56	2.80	6.32%	-0.74%	2.31%	9.21%
30/07/10	21452.78	2.82	3.43%	-0.54%	1.82%	9.26%
30/06/10	20741.15	2.84	-3.97%	-0.26%	1.64%	11.96%
31/05/10	21598.86	2.85	-8.33%	0.19%	1.04%	8.92%
30/04/10	23560.99	2.84	2.22%	0.01%	0.76%	9.26%
31/03/10	23048.69	2.84	5.06%	-0.51%	0.76%	8.88%
26/02/10	21937.73	2.85	-3.39%	-0.09%	0.84%	5.73%
29/01/10	22707.94	2.86	1.22%	-0.73%	0.44%	3.80%
31/12/09	22434.09	2.88	-1.60%	-0.25%	0.25%	4.94%
30/11/09	22798.10	2.89	1.12%	0.45%	0.29%	3.74%
30/10/09	22545.73	2.87	-7.97%	-1.30%	0.71%	1.59%
30/09/09	24499.04	2.91	8.68%	-1.39%	1.20%	0.02%

31/08/09	22542.34	2.95	-3.80%	-2.05%	1.87%	-0.52%
31/07/09	23433.38	3.01	9.27%	0.74%	2.68%	-1.24%
30/06/09	21446.02	2.99	-4.86%	-0.11%	3.06%	-2.44%
29/05/09	22541.99	2.99	36.26%	-2.96%	4.21%	0.53%
30/04/09	16542.91	3.09	12.54%	-2.82%	4.64%	-1.74%
31/03/09	14699.79	3.18	34.71%	-1.90%	4.78%	2.60%
27/02/09	10912.17	3.24	-3.87%	2.70%	5.49%	0.08%
30/01/09	11351.89	3.15	-2.90%	1.19%	6.53%	3.00%
31/12/08	11691.34	3.11	-4.75%	0.71%	6.65%	4.71%
28/11/08	12274.74	3.09	7.37%	0.51%	6.75%	5.74%
31/10/08	11432.07	3.08	-39.67%	3.72%	6.54%	9.22%
30/09/08	18949.72	2.97	-15.89%	2.53%	6.22%	11.57%
29/08/08	22529.90	2.89	0.48%	1.55%	6.27%	10.60%
31/07/08	22422.54	2.85	-16.69%	-1.51%	5.79%	10.51%
30/06/08	26913.05	2.89	-4.07%	3.12%	5.71%	12.95%
29/05/08	28055.15	2.81	-4.09%	2.03%	5.39%	8.38%
30/04/08	29250.94	2.75	1.13%	-2.22%	5.52%	14.06%
31/03/08	28923.95	2.81	-0.72%	-3.25%	5.55%	6.94%
29/02/08	29134.66	2.91	21.87%	-1.52%	4.82%	12.87%
31/01/08	23907.00	2.95	-17.66%	-1.03%	4.15%	11.34%
28/12/07	29035.46	2.98	-5.48%	-0.67%	3.93%	10.11%
30/11/07	30717.90	3.00	-18.32%	-0.62%	3.49%	8.61%
30/10/07	37607.87	3.02	-0.28%	-3.70%	3.08%	10.80%
28/09/07	37711.68	3.14	2.94%	-0.71%	2.80%	10.19%
31/08/07	36632.85	3.16	-11.87%	-0.08%	2.20%	7.21%
31/07/07	41567.61	3.16	5.73%	-0.29%	2.21%	9.61%
28/06/07	39314.13	3.17	12.35%	0.08%	1.55%	7.22%
31/05/07	34993.84	3.17	0.03%	-0.33%	0.94%	9.39%
30/04/07	34983.65	3.18	21.84%	-0.24%	-0.08%	7.84%
30/03/07	28712.48	3.19	11.24%	-0.14%	0.25%	7.23%
28/02/07	25811.32	3.19	12.60%	-0.07%	0.36%	8.67%
30/01/07	22923.06	3.19	3.45%	-0.40%	0.64%	9.98%
29/12/06	22159.28	3.21	12.05%	-0.51%	1.14%	9.13%
30/11/06	19775.64	3.22	7.09%	-0.48%	1.54%	7.36%
31/10/06	18465.75	3.24	0.79%	-0.32%	1.89%	10.11%
29/09/06	18321.26	3.25	2.88%	0.41%	1.99%	7.72%
31/08/06	17807.85	3.24	14.22%	-0.27%	1.87%	10.57%
31/07/06	15590.42	3.24	13.13%	-0.64%	1.55%	7.86%
30/06/06	13780.59	3.26	13.12%	-0.47%	1.83%	6.70%
31/05/06	12182.35	3.28	0.42%	-1.57%	2.23%	6.66%
28/04/06	12131.84	3.33	23.33%	-0.24%	2.90%	4.09%
31/03/06	9837.23	3.34	-2.37%	1.54%	2.50%	11.68%

28/02/06	10075.52	3.29	7.56%	-3.08%	2.70%	5.30%
31/01/06	9367.00	3.39	21.95%	-0.91%	1.90%	5.86%
30/12/05	7681.11	3.43	-4.85%	1.43%	1.49%	7.89%
30/11/05	8072.79	3.38	6.78%	-0.15%	1.06%	8.15%
31/10/05	7560.22	3.38	-5.60%	2.22%	1.28%	6.76%
30/09/05	8008.84	3.31	9.57%	1.55%	1.11%	6.96%
31/08/05	7309.59	3.26	6.44%	0.16%	1.22%	7.42%
27/07/05	6867.15	3.25	3.88%	-0.02%	1.40%	5.91%
30/06/05	6610.87	3.25	1.59%	-0.07%	1.49%	6.85%
31/05/05	6507.71	3.26	-0.76%	-0.09%	1.79%	7.02%
29/04/05	6557.68	3.26	-4.39%	-0.04%	2.02%	6.61%
31/03/05	6858.83	3.26	1.87%	0.02%	1.88%	4.47%
28/02/05	6733.19	3.26	5.25%	-0.29%	1.68%	8.07%
31/01/05	6397.21	3.27	3.86%	-0.39%	3.03%	5.70%
30/12/04	6159.63	3.28	3.06%	-0.88%	3.48%	9.74%
30/11/04	5976.79	3.31	2.01%	-0.33%	4.07%	10.34%
29/10/04	5858.85	3.32	6.70%	-1.08%	3.95%	3.28%
30/09/04	5490.95	3.36	16.41%	-1.12%	4.03%	5.39%
31/08/04	4716.90	3.40	0.56%	-1.33%	4.59%	5.39%
30/07/04	4690.83	3.44	-1.88%	-1.03%	4.61%	3.98%
30/06/04	4780.53	3.48	-2.74%	-0.29%	4.26%	2.42%
31/05/04	4915.29	3.49	3.66%	0.51%	3.18%	3.67%
30/04/04	4741.52	3.47	-9.01%	0.13%	2.78%	3.40%
30/03/04	5211.10	3.47	12.36%	-0.52%	2.76%	5.52%
27/02/04	4637.96	3.48	3.76%	0.47%	3.43%	4.06%
30/01/04	4469.68	3.47				

Fuente: Propia

VOLCABC1	Dividendos	Rentabilidad	CVERDEC1 (dolares)	Dividendos	Rentabilidad
3.08		-0.03	37.00		-0.08

3.18	0.06	-0.12	40.30		-0.04
3.70		0.04	42.10		0.02
3.55		0.01	41.10		0.07
3.50		0.17	38.40		0.07
2.99		-0.08	36.00		0.01
3.24		0.22	35.60		-0.02
2.65		0.04	36.50		0.07
2.55		-0.15	33.98		-0.15
3.00	0.06	-0.04	39.80		-0.10
3.20		0.16	44.40		0.29
2.77		-0.14	34.50		-0.13
3.23		0.04	39.80		0.01
3.10	0.06	-0.20	39.50		-0.13
3.95		-0.05	45.30		-0.09
4.14		0.05	50.00		-0.06
3.95		0.03	53.00		-0.02
3.84		0.08	54.10		0.32
3.55	0.03	0.08	41.00	1.5711	0.22
3.30		-0.07	35.00		0.17
3.55		0.16	30.00		0.24
3.05		0.06	24.20		0.01
2.88		0.05	23.85		0.04
2.75		-0.10	23.00	1.246742	0.03
3.05		-0.08	23.60		-0.06
3.31		-0.03	25.11		0.04
3.42	0.0082	0.02	24.18		0.08
3.35		-0.07	22.40		-0.03
3.60		0.01	23.00		-0.01
3.58		0.01	23.30	0.9998	0.00
3.53	0.0735	0.05	24.32	0.6142	0.09
3.43		-0.08	22.80		-0.05
3.71		0.33	24.00	0.28567	0.04
2.78		0.03	23.45		0.03
2.69		0.06	22.78		0.19
2.54		0.05	19.20		0.07
2.43		0.17	17.87		0.12
2.07		0.29	16.00		0.09
1.60		0.70	14.71		0.44
0.94		-0.05	10.21		0.10
0.99		0.03	9.30		0.01
0.96		-0.33	9.25		-0.03

1.44		-0.01	9.50		0.05
1.46		-0.37	9.02		-0.53
2.30		-0.34	19.20	1.314075	-0.08
3.50		-0.10	22.25		-0.07
3.89		-0.31	23.84		-0.05
5.60		-0.03	25.15		-0.07
5.75		-0.13	27.00		-0.05
6.58	0.105	-0.18	28.30	1.08554	0.12
8.16		0.00	26.20		-0.03
8.18	0.105	0.29	27.00	1.771	0.23
6.40		-0.17	23.48		-0.12
7.70		-0.16	26.60		-0.07
9.20	0.105	-0.35	28.59		-0.11
14.29		0.03	32.20	0.6474	0.14
13.85		0.05	28.83		0.17
13.25		-0.21	24.74		-0.12
16.81	0.13	0.04	28.20	0.066	0.09
16.35		0.14	26.00		0.19
14.35		0.04	21.80		-0.19
13.82	0.21	0.47	26.75		0.35
9.55		0.10	19.80		0.22
8.65		0.18	16.20		0.16
7.30		-0.10	14.00		-0.02
8.08		0.24	14.35		0.13
6.52	0.105	0.18	12.75		0.05
5.60		0.07	12.20		0.04
5.22		-0.08	11.70		0.06
5.65		0.13	11.00		0.01
5.00		-0.03	10.90		0.45
5.15		0.20	7.50		0.15
4.28		0.21	6.55		0.05
3.55		0.36	6.22		0.43
2.61		-0.04	4.35		-0.13
2.72		0.40	5.00		0.03
1.94		0.72	4.87		0.15
1.13		-0.05	4.25		-0.08
1.19		0.11	4.64		-0.02
1.07		-0.12	4.75		-0.01
1.21		0.05	4.82		0.10
1.15		0.08	4.40		0.05
1.06		-0.02	4.18		0.04
1.08		0.00	4.00		0.03

1.08		-0.08	3.90		-0.16
1.17		-0.10	4.63		-0.06
1.30		-0.01	4.94		0.16
1.31		0.07	4.27		0.03
1.23		0.00	4.14		0.05
1.23		0.07	3.96		-0.01
1.15		0.00	3.99		-0.03
1.15		0.13	4.12		0.02
1.02		0.32	4.05		0.33
0.77		-0.03	3.05		0.02
0.79		-0.12	2.98		0.04
0.90		-0.14	2.87		-0.12
1.05		0.02	3.25		-0.06
1.03		-0.20	3.45		-0.13
1.28		0.33	3.96		0.07
0.96		0.19	3.71		0.09
0.81			3.40		

Fuente: Propia



MINSUR S.A.	Dividendos	Rentabilidad	FERREYC1	Dividendos	Rentabilidad
2.54		-0.11	2.62		-0.10
2.85	0.14	-0.06	2.92	0.06	-0.04
3.17		0.04	3.09		0.09
3.06		0.00	2.83		0.10

3.05		0.17	2.58		0.13
2.60		-0.04	2.28		-0.08
2.70		0.02	2.47		0.02
2.65		-0.05	2.43		-0.01
2.80		-0.18	2.46		-0.09
3.40	1.57	0.29	2.70		-0.04
3.85		0.24	2.80		0.07
3.10		-0.20	2.62		-0.18
3.86		0.06	3.20		0.02
3.64	0.20	-0.09	3.15	0.07	-0.15
4.20		-0.11	3.80		-0.13
4.74		0.05	4.35		-0.03
4.52		-0.60	4.50		0.06
11.18		0.14	4.25		0.01
9.85		0.03	4.21		0.09
9.55		0.14	3.85		0.15
8.35		0.25	3.36		0.34
6.70		0.05	2.50		0.08
6.37		0.00	2.31		-0.15
6.34		-0.08	2.72		-0.02
6.86		-0.06	2.78		-0.09
7.30		0.04	3.06	0.07	0.08
7.05		0.20	2.90		0.18
5.89		-0.11	2.45		-0.06
6.65		0.00	2.60		-0.02
6.65		0.07	2.64		0.09
6.20		-0.14	2.42		-0.10
7.20		-0.11	2.70		-0.07
8.10		0.16	2.90		0.16
7.00		0.06	2.50		0.05
6.60		0.01	2.39		0.06
6.55		0.12	2.25		-0.07
5.85		0.26	2.42		0.05
4.66		0.08	2.30	0.055	0.15
4.30		0.16	2.05		0.02
3.70		0.03	2.00		-0.01
3.60	0.20	0.06	2.02		-0.10
3.60		0.03	2.25		0.05
3.51		-0.04	2.14		-0.14
3.64		-0.37	2.50		-0.21
5.74		-0.16	3.15		-0.09

6.84		-0.06	3.45		-0.10
7.30		-0.14	3.85		-0.11
8.50		-0.05	4.35		-0.29
8.95		-0.03	6.10		0.07
9.25	0.16	0.03	5.70	0.13	-0.04
9.15		0.14	6.05		0.06
8.05		0.28	5.70		-0.05
6.30		-0.25	6.03		-0.06
8.40		-0.05	6.40		0.02
8.80		-0.16	6.30		-0.05
10.50		0.01	6.65		0.09
10.35		0.00	6.10		-0.08
10.30		-0.12	6.60		-0.11
11.70		0.13	7.40		-0.04
10.40		0.03	7.70		0.05
10.05		-0.05	7.35		0.06
10.53		0.16	6.95	0.11	0.23
9.05	0.16	0.05	5.75		0.12
8.75		0.12	5.14		0.04
7.84		0.15	4.95		0.26
6.80		0.12	3.94		0.16
6.05		0.06	3.41		0.05
5.70		0.21	3.25		-0.03
4.73		-0.03	3.35		-0.04
4.90		0.04	3.50		0.00
4.70		0.08	3.50		0.35
4.35		0.06	2.60		0.02
4.10	0.43	0.01	2.55		0.16
4.50		-0.08	2.20	0.06	0.22
4.90	0.23	-0.08	1.85		0.07
5.60		-0.01	1.73		0.04
5.66		0.20	1.67		0.03
4.70	0.12	-0.05	1.62		0.05
5.09		-0.04	1.55		-0.03
5.31		-0.12	1.60		-0.03
6.06		0.03	1.65		-0.03
5.91		-0.03	1.70		0.17
6.11		0.05	1.45		-0.07
5.80		-0.02	1.56		-0.11
5.94	0.22	-0.33	1.75		0.03
9.15		-0.03	1.70	0.06	0.00
9.40		0.03	1.75		0.00

9.15		0.04	1.75		-0.01
8.80		0.03	1.77		-0.07
8.55	0.51	-0.04	1.90		0.23
9.42		0.06	1.54		-0.06
8.90		0.05	1.64		-0.01
8.50		10.04	1.65		0.19
0.77	0.09	-0.90	1.39		0.02
8.30		0.05	1.36		0.01
7.90		-0.10	1.34		-0.08
8.80		0.03	1.46	0.04	0.02
8.58		-0.03	1.47		0.04
8.88		0.50	1.42		0.29
5.93		-0.03	1.10		0.00
6.10			1.10		

Fuente: Propia



BVN (dolares)	Dividendos	Rentabilidad	CASAGRC1	Dividendos	Rentabilidad
39.20		-0.06	13.72	1.21	-0.05
41.65	0.40		15.70		-0.10
40.15			17.50		-0.03
40.20			18.00		0.13
42.80			16.00		0.06
38.22			15.15		0.04
39.40	0.23		14.51		0.00

41.16			14.50		0.08
37.95			13.48		-0.12
46.53			15.40		-0.07
41.22			16.60		0.22
37.80			13.62		-0.17
43.80			16.40		0.30
41.80	0.33		12.60	0.81	-0.18
43.30			16.30		-0.05
46.10			17.19		0.04
40.91			16.58		0.00
48.90			16.60		0.21
50.75	0.16		13.70		0.43
52.50			9.60		0.09
44.80			8.83		0.24
41.01			7.10		0.18
39.00			6.02		0.01
38.70			5.95		-0.04
36.00			6.19		-0.16
33.00	0.30		7.35		-0.04
30.85			7.62		0.00
33.30			7.65		0.08
31.50			7.10		0.08
33.30			6.58		-0.01
39.50	0.14		6.65		-0.13
33.42			7.60		0.04
35.07			7.28		0.08
25.20			6.76		0.30
25.89			5.20		0.00
24.09			5.20		-0.13
28.50			6.00		0.20
21.12	0.02		5.00		-0.11
24.00			5.61		0.40
19.30			4.00		-0.11
18.93			4.47		-0.05
19.51			4.69		0.22
17.70	0.09		3.85		0.60
12.44			2.40		-0.52
23.10			4.95		-0.16
23.24			5.89		0.00
27.00			5.88		-0.29
65.40			8.32		-0.03

64.50			8.60		-0.03
63.50	0.22		8.90		-0.02
68.50			9.05		-0.08
76.30			9.80		0.02
67.20			9.65		-0.20
58.50			12.05		0.12
56.05	0.18		10.75		-0.18
55.61			13.10		-0.04
50.00			13.60		0.07
38.75			12.68		-0.14
40.10			14.71		0.01
36.60			14.60		0.11
33.00			13.17		-0.14
33.12	0.37		15.30		0.67
30.01			9.15		0.21
27.84			7.55		0.05
28.50			7.19		0.09
27.80			6.60		0.06
28.40	0.25		6.20		0.29
26.00			4.79		0.06
27.13			4.50		-0.13
28.00			5.18		-0.16
29.03			6.20		-0.02
27.19			6.35		0.21
25.60			5.25		0.16
30.10	0.22		4.51		0.66
24.70			2.72		-0.06
26.30			2.90		0.85
27.80			1.57		-0.02
28.80			1.60		0.00
28.80	0.18		1.60		-0.09
26.00			1.75		-0.03
31.00			1.80		0.26
24.71			1.43		0.36
23.30			1.05		-0.05
23.00			1.10		0.02
21.33			1.08		-0.10
21.57	0.18		1.20		-0.10
22.73			1.34		-0.04
23.50			1.40		0.09
21.45			1.28		0.22
22.76			1.05		0.05

23.74	0.16		1.00		-0.12
24.91			1.14		0.36
23.75			0.84		-0.03
22.32			0.87		-0.08
22.13			0.95		0.08
22.04			0.88		0.19
22.41			0.74		0.07
21.44	0.16		0.69		0.05
28.23			0.66		-0.12
24.38			0.75		-0.12
23.15			0.85		

Fuente: Propia



RELAPAC1	Dividendos	Rentabilidad	BAP (dolares)	Dividendos	Rentabilidad
0.67	0.08	-0.27	124.15		-0.05
1.03	0.08	0.05	130.15	6.11	0.04
1.06		0.05	131.15		0.07
1.01		0.01	122.50		0.09
1.00		0.12	112.73		0.03
0.89		0.06	109.25		0.01
0.84		-0.03	108.00		-0.01

0.87		0.18	108.99		0.18
0.74		-0.11	92.50		-0.06
0.83		-0.10	98.87		0.05
0.92		0.08	94.05		0.10
0.85		-0.54	85.65		-0.16
1.84		0.19	101.40		0.05
1.54	0.07	-0.16	96.64	5.49	-0.03
1.92		-0.04	105.70		0.36
2.00		0.04	77.50		0.04
1.92		0.14	74.50		-0.01
1.68		0.05	75.39		0.02
1.60		-0.07	73.80		-0.01
1.72		-0.05	74.90		0.00
1.82		0.16	75.00		0.06
1.57		0.12	70.93		0.09
1.40		-0.10	65.10		0.15
1.56	0.09	-0.04	56.40	0.09	0.06
1.72		-0.15	53.11		0.08
2.02		0.02	49.40		0.04
1.98		0.02	47.37		0.28
1.95		-0.06	37.00		-0.14
2.08		-0.11	42.90		-0.09
2.33		0.11	47.00		0.07
2.10		0.01	43.75		0.10
2.08		-0.20	39.65		-0.39
2.60		0.11	64.70		-0.10
2.34		-0.10	71.50		0.07
2.60		-0.07	67.00		0.15
2.79		-0.11	58.02		-0.03
3.15		-0.86	59.65		0.19
22.50		-0.02	50.20		0.06
22.90		1.18	47.24		0.30
10.50		-0.04	36.30		-0.13
10.91		-0.01	41.50		-0.17
11.00		-0.08	50.19		0.15
11.90		0.01	43.75		0.13
11.80		-0.34	38.70		-0.36
18.00		-0.22	60.40		-0.15
23.00		-0.18	70.65		-0.05
28.00		-0.05	74.35		-0.10
29.50	3.24	-0.06	82.75	3.24	0.04

34.79		-0.07	83.00		0.03
37.50		0.00	80.20		0.12
37.50		0.04	71.51		-0.04
36.00		0.29	74.50		0.03
28.00		-0.05	72.50		-0.03
29.50		-0.10	75.00		0.06
32.90		-0.19	71.00		-0.04
40.50		-0.16	74.20		0.10
48.50		0.09	67.30		0.10
44.50		-0.11	60.94		-0.06
49.99		0.21	64.90		0.06
41.40	1.04	0.17	61.07	1.04	0.06
36.40		-0.01	58.45		0.12
36.71		0.23	52.40		0.08
29.84		0.00	48.65		0.01
29.75		-0.02	48.20		0.17
30.49		0.01	41.10		0.00
30.08		0.09	41.00		0.02
27.70		-0.05	40.13		-0.06
29.30		-0.14	42.50		0.02
34.00		0.06	41.65		0.13
32.00		0.11	36.90		0.20
28.90		-0.05	30.85		0.04
30.50		-0.06	29.70		0.15
32.40		-0.11	25.89		-0.04
36.50		0.05	27.10		0.03
34.70		-0.02	26.40		-0.12
35.30		0.01	29.98		0.01
35.10		-0.14	29.61		0.29
41.00		-0.12	23.00		-0.13
46.50		-0.13	26.40		0.00
53.20		0.30	26.30		-0.08
40.99		0.41	28.60		0.30
29.00		0.71	22.05		0.08
17.00		0.00	20.50		0.04
17.00		-0.23	19.66		0.06
22.00			18.50		0.06
			17.44		0.02
			17.15		-0.09
			18.95		0.08
			17.60		0.12
			15.70		0.05

			15.01		0.05
			14.30		0.01
			14.13		0.06
			13.35		0.04
			12.80		-0.01
			12.90		0.04
			12.39		-0.02
			12.65		0.00
			12.70		-0.02
			13.01		0.08
			12.10		

Fuente: Propia



GRAMONC1	Dividendos	Rentabilidad	ALICORC1	Dividendos	Rentabilidad
8.15		-0.09	6.75		-0.05
8.96	0.16	0.04	7.14	0.345337434	0.07
8.75		0.20	7.00		0.07
7.30		0.07	6.54		0.10
6.85		0.02	5.95		-0.01
6.70		0.05	6.00		0.01

6.40		0.04	5.93		-0.01
6.13		0.12	6.00		0.09
5.45		-0.08	5.50		0.03
5.90		-0.02	5.33		-0.11
6.05		0.15	5.97		0.11
5.24		-0.14	5.40		0.00
6.10		0.19	5.40		0.02
5.14		-0.17	5.30	0.098544656	0.00
6.21		-0.04	5.40		-0.06
6.50		0.00	5.72		-0.09
6.50		-0.02	6.30		0.00
6.65		-0.07	6.30		0.10
7.15		0.12	5.75		0.08
6.37		0.14	5.30		0.10
5.60		0.23	4.81		0.30
4.55		0.04	3.70		0.05
4.36		-0.01	3.52		0.03
4.40		0.02	3.41		0.03
4.30		-0.02	3.30		-0.05
4.40	0.05	0.20	3.48	0.04814715	0.07
3.70		0.23	3.30		0.21
3.00		-0.02	2.73		0.00
3.07		0.08	2.72		-0.01
2.83		0.00	2.75		0.16
2.84		-0.01	2.37		0.10
2.88		-0.06	2.15		0.00
3.06		0.21	2.15		0.06
2.53		0.05	2.02		0.15
2.41		0.03	1.75		0.07
2.35		-0.06	1.63		0.01
2.50	0.05	0.06	1.61	0.052832333	0.05
2.40		0.26	1.59		0.03
1.90		0.03	1.55		0.03
1.85		-0.10	1.51		-0.06
2.05		0.02	1.60		0.12
2.00		-0.05	1.43		-0.08
2.10		-0.30	1.55		-0.03
2.99		-0.18	1.60		-0.25
3.63		-0.16	2.12		-0.12
4.30		-0.08	2.40		-0.11
4.67		-0.14	2.70		-0.05

5.40		-0.22	2.85		-0.08
6.95		0.11	3.11		0.04
6.25	0.06	0.03	3.00	0.060669	0.07
6.15		0.04	2.85		0.04
5.92		0.06	2.75		0.00
5.61		-0.06	2.75		-0.05
6.00		-0.05	2.88		-0.01
6.29		-0.04	2.90		0.02
6.53		0.05	2.85		-0.02
6.23		0.12	2.90		0.05
5.55		-0.12	2.75		-0.13
6.33		-0.13	3.16		0.04
7.25		0.18	3.05		0.02
6.15		-0.15	3.00		-0.12
7.20	0.06	0.17	3.40	0.0601982	0.05
6.20		0.12	3.30		0.22
5.55		0.23	2.70		0.06
4.53		0.13	2.55		0.02
4.00		0.10	2.50		0.10
3.65		-0.05	2.28		-0.03
3.86		0.06	2.35		0.12
3.65		0.10	2.10		0.25
3.33		0.15	1.68		0.05
2.90		0.53	1.60		-0.06
1.90		-0.05	1.70		-0.08
2.00		0.14	1.85		-0.08
1.75		0.35	2.00		0.06
1.30		-0.02	1.88		0.02
1.32		0.17	1.85		0.03
1.13		0.36	1.80		0.03
0.83		-0.07	1.74		-0.06
0.89		0.00	1.85		-0.02
0.89		-0.02	1.89		-0.04
0.91		0.05	1.97		0.04
0.87		0.14	1.90		0.07
0.76		0.04	1.77		0.12
0.73		0.11	1.58		-0.03
0.66		-0.03	1.63		0.00
0.68		-0.07	1.63		-0.01
0.73		-0.01	1.65		0.01
0.74		0.00	1.64		-0.04
0.74		-0.13	1.71		0.19

0.85		0.06	1.44		0.03
0.80		0.00	1.40		0.06
0.80		0.43	1.32		0.57
0.56		0.14	0.84		1.47
0.49		0.07	0.34		-0.44
0.46		-0.04	0.61		0.07
0.48		0.17	0.57		0.04
0.41		0.00	0.55		-0.05
0.41		-0.02	0.58		0.02
0.42		0.00	0.57		-0.05
0.42		0.05	0.60		-0.02
0.40			0.61		

Fuente: Propia



CONTINC1	Dividendos	Rentabilidad	IFS (dolares)	Dividendos	Rentabilidad
6.00		-0.10	29.50		-0.10
6.65	0.16	0.00	32.80	3.95	0.11
6.80		0.06	33.00		0.12
6.40		0.06	29.50		0.05
6.05		0.10	28.00		0.09
5.51		0.00	25.80		-0.02
5.53		-0.04	26.20		-0.05

5.75		0.15	27.50		0.18
5.00		-0.17	23.30		-0.09
6.00		-0.06	25.50		-0.05
6.39		0.10	26.77		0.16
5.80		-0.14	23.10		-0.19
6.76		0.10	28.50		0.02
6.15	0.43711908	-0.06	28.00	3.16	0.08
7.00		-0.01	28.90		0.00
7.05		-0.06	28.80		-0.18
7.49		-0.03	35.00		-0.03
7.70		-0.04	36.10		0.08
8.00		-0.09	33.30		0.02
8.75		0.02	32.70		0.13
8.56		0.22	29.00		0.17
7.00		0.08	24.75		0.09
6.50		-0.03	22.80		0.10
6.67		-0.09	20.73		-0.01
7.30		-0.12	20.84		-0.06
8.29	0.31521348	0.02	22.25	2.73	0.12
8.42		0.06	22.21		0.09
7.92		-0.07	20.30		-0.09
8.50		-0.06	22.20		0.02
9.05		-0.21	21.75		0.07
11.40		-0.08	20.40		-0.03
12.35		0.00	21.09		0.14
12.40		0.23	18.50		0.16
10.10		0.13	16.00		0.13
8.95		0.14	14.10		0.00
7.83		-0.02	14.10		0.04
7.95		0.22	13.50		0.50
6.50	0.556452	0.17	9.00	1.32	0.18
6.05		0.19	8.75		0.03
5.07		0.01	8.50		-0.14
5.00		-0.03	9.90		-0.01
5.15		2.32	9.95		-0.01
1.55		-0.03	10.00		0.96
1.60		-0.72	5.10		-0.70
5.65		-0.18	16.75		-0.11
6.85		-0.24	18.88		-0.08
9.00		-0.14	20.49		-0.09
10.50		0.02	22.50		0.01

10.30		0.01	22.25		0.07
10.15	0.556452	-0.03	20.80	1.19	0.14
10.99		0.14	19.30		0.05
9.60		0.14	18.30		0.11
8.40		-0.11	16.50		-0.06
9.40		0.02	17.50		0.09
9.19		-0.13	16.00		-0.06
10.51		0.07	17.06		0.04
9.85		0.06	16.40		0.08
9.30		-0.15	15.17		-0.13
10.99		0.00	17.50		0.11
11.00		-0.02	15.76		
11.20		0.07	n.d		
10.45	0.45792255	0.25	n.d		
8.75		0.04	n.d		
8.40		0.12	n.d		
7.50		0.05	n.d		
7.15		-0.02	n.d		
7.29		0.06	n.d		
6.90		0.11	n.d		
6.20		0.25	n.d		
4.95		0.06	n.d		
4.66		-0.03	n.d		
4.80		-0.02	n.d		
4.90		-0.01	n.d		
4.97		-0.03	n.d		
5.15		-0.10	n.d		
5.71		0.02	n.d		
5.60		0.14	n.d		
4.90		-0.06	n.d		
5.23		0.05	n.d		
5.00		-0.16	n.d		
5.92		0.23	n.d		
4.82		0.34	n.d		
3.60		0.16	n.d		
3.11		-0.03	n.d		
3.21		-0.06	n.d		
3.43		0.06	n.d		
3.25		-0.01	n.d		
3.28		0.06	n.d		
3.10		0.05	n.d		
2.94		0.00	n.d		

2.95		0.02	n.d		
2.88		0.05	n.d		
2.75		0.10	n.d		
2.51		0.02	n.d		
2.46		0.01	n.d		
2.44		0.01	n.d		
2.41		3.23	n.d		
0.57		-0.73	n.d		
2.10		0.04	n.d		
2.01		0.03	n.d		
1.96			n.d		

Fuente: Propia



CORAREC1	Dividendos	Rentabilidad	RIO ALTO	Rentabilidad
2.65		-0.04	4.09	-0.04
2.75	0.02829979	-0.01	4.28	-0.01
2.82		0.10	4.34	-0.05
2.57		0.01	4.55	0.15
2.55		0.10	3.97	0.26
2.31		-0.09	3.14	-0.10
2.55		-0.09	3.5	0.26
2.80	0.01929531	0.06	2.77	0.12
2.65		-0.05	2.47	0.00
2.80		-0.03	2.47	0.00
2.90		0.16	2.46	0.15
2.51		-0.24	2.13	-0.12
3.30		0.29	2.43	0.14
2.55		-0.31	2.14	-0.07
3.70		-0.10	2.31	-0.03

4.10		0.02	2.37	0.03
4.00		0.19	2.3	-0.07
3.36		-0.01	2.47	0.43
3.41	0.01678656	0.07	1.73	0.15
3.20		0.02	1.5	0.09
3.14		0.08	1.38	0.45
2.90		0.02	0.95	0.25
2.85		-0.02	0.76	0.13
2.90		0.06	0.67	-0.09
2.74		-0.11	0.74	-0.05
3.07		0.32	0.78	-0.01
2.32		0.14	0.79	0.76
2.04		-0.02	0.45	0.10
2.08		0.03	0.41	0.14
2.02		0.05	0.36	-0.14
1.92		-0.11	0.42	
2.15		0.00		
2.15		0.08		
2.00		-0.02		
2.05		0.00		
2.05		-0.15		
2.40		0.60		
1.50		-0.02		
1.53		0.09		
1.40		-0.22		
1.80		-0.22		
2.30		-0.20		
2.86		-0.08		
3.10		-0.33		
4.60		-0.08		
5.01		-0.07		
5.40		-0.03		
5.56		0.08		
5.15		0.07		
4.80		0.05		
4.55		0.01		
4.50		0.00		
4.50		-0.13		
5.15		0.05		
4.90		-0.15		
5.75		0.01		

5.70		0.05
5.45		-0.10
6.06		-0.23
7.90		0.14
6.90		0.11
6.20		-0.03
6.40		0.07
6.00		0.28
4.70		0.00
4.70		0.35
3.47		0.16
3.00		-0.03
3.09		0.10
2.80		0.19
2.35		0.34
1.75		0.07
1.64		-0.04
1.70		0.06
1.60		-0.04
1.67		-0.06
1.77		0.07
1.65		-0.03
1.70		0.06
1.60		-0.08
1.74		0.05
1.65		0.03
1.60		-0.05
1.69		-0.28
2.35		-0.02
2.40		-0.06
2.55		0.04
2.45		0.04
2.36		-0.03
2.44		0.01
2.42		-0.03
2.50		0.26
1.98		0.19
1.67		0.14
1.47		-0.02
1.50		-0.06
1.60		0.23
1.30		0.08



1.20		0.12
1.07		0.00
1.07		

Fuente: Propia

