

UNIVERSIDAD NACIONAL DEL CALLAO
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
UNIDAD DE INVESTIGACIÓN



INFORME FINAL DE PROYECTO DE INVESTIGACIÓN

**“TASA DE RENTABILIDAD REAL Y CAPACIDAD DE SINCRONIZACIÓN
DE MERCADO, EN EL SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES: 2010-2017”**

AUTOR: Mag. LUIS ENRIQUE MONCADA SALCEDO

(PERIODO DE EJECUCIÓN: Del 30/09/2019 al 31/08/2020)

(Resolución de aprobación N° 984-2019-R)

CALLAO, AGOSTO 2020

HOJA DE REFERENCIA

**“TASA DE RENTABILIDAD REAL Y CAPACIDAD DE SINCRONIZACIÓN
DE MERCADO, EN EL SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES: 2010-2017”**

(PERIODO DE EJECUCIÓN: Del 30/09/2019 al 31/08/2020)

(Resolución de aprobación N°984-2019-R)

DEDICATORIA

Dedico este trabajo de investigacion a mis hijos: Miguel Angel, Fabricio y Alexander y tambien a mi esposa Nina que me incentivaron y me dieron fuerza para culminar la investigacion en momentos muy dificiles que vive el país y el mundo.

AGRADECIMIENTO

Agradezco a mi alma mater la Universidad Nacional del Callao por darme bases solidas en el conocimiento y experiencia en la docencia en la Facultad de Ciencias Economicas, en la Universidad Nacional del Callao y asimismo por darme la oprtunidad de investigar, a mis colegas docentes por su apoyo incondicional, a mis alumnos por incentivar me en adquirir cada vez mas conocimientos mas avanzados en Teoría Económica y Finanzas, a mi esposa e hijos por permitirme dedicarme a la investigacion

INDICE

HOJA DE REFERENCIA	2
DEDICATORIA	3
AGRADECIMIENTO	4
INDICE	5
TABLA DE CONTENIDOS	8
RESUMEN	9
ABSTRACT	10
CAPÍTULO I: PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA	11
1.1 Descripción de la Realidad Problemática	11
1.2 Formulación del Problema	17
1.2.1 Problema General	17
1.2.2 Problemas Específicos	17
1.3 Objetivos	18
1.3.1 Objetivo general	18
1.3.2 Objetivos específicos:	18
1.4 Justificación	18
1.5 Limitantes de la investigación.	19
CAPÍTULO II: MARCO TEORICO	20
2.1 Antecedentes: Internacional y Nacional	20
2.1.1 Antecedentes Internacionales. -.....	20
2.1.2 Antecedentes nacionales	22
2.2 Bases Teóricas	25
2.2.1 Modelo CAPM de WILLIAM SHARPE	27
2.2.2 Indicadores de Evaluación de Desempeño e Performance Financiero	29
2.2.3 Capacidad de Sincronización ó Timing de Mercado	31
2.3 Conceptual	36
2.4 Definiciones de Términos básicos	38
CAPÍTULO III: HIPÓTESIS Y VARIABLES	42
3.1 Hipótesis	42
3.1.1 Hipótesis General	42
3.1.2 Hipótesis Específicas	42
3.2 Definición conceptual de variables	42
3.2.1 Variable Independiente (X): Capacidad de Sincronización de Mercado	42
3.2.2 Variable Dependiente (Y): Rentabilidad real	43

3.2.3 Exceso de rentabilidad de la cartera “p” para el periodo= (rpt-rlt).....	43
3.2.4 Exceso de rentabilidad del mercado: (rmt-rlt)	43
3.2.5 Coeficiente beta (β_1) de la cartera “p”, Que expresa o mide la capacidad de selectividad de un administrador para elegir aquellos activos que en el mercado están sub o sobre valuados por carecer de información suficiente o por tener información incorrecta.	43
3.2.6 Coeficiente beta (β_2) de la cartera “p.- Mide la habilidad de Timing de mercado de la cartera “p”. Si β_2 es > 0 ”, hace que la pendiente de la Línea de Mercados de Títulos Valores (SML) sea más inclinada, lo que indicaría una buena sincronización de la cartera con los cambios de rentabilidad del mercado de valores, y por ende una buena política de selección de activos de activos en el portafolio.	44
3.3 Operacionalización de las Variables.....	44
CAPÍTULO IV: DISEÑO METODOLÓGICO	46
4.1 Tipo y diseño de la investigación.....	46
4.2 Método de investigación.....	47
4.3 Población y muestra	47
4.4 Lugar de estudio	48
4.5 Técnicas de instrumentos de recolección de información.....	48
4.6 Análisis y procedimientos de datos	48
CAPÍTULO V: RESULTADOS.....	50
5.1 Prueba de Hipótesis de los estimadores muestrales α y β	63
5.1.1 Para el estimador “ α “de Jensen	63
5.1.2 Para el estimador “ β “que mide el riesgo sistemático	64
5.2 Estimación del Alfa de Jansen para el Sistema Privado de Pensiones: 2010-2017 y considerando AFPs: Integra, Prima y Profuturo	64
5.3 Estimación del Alfa de Jansen para cada AFP: 2010-2017	67
5.3.1 Para AFP Horizonte de enero del 2010 a julio del 2013.....	67
5.3.2 Para AFP Integra de enero 2010 a diciembre del 2017	69
5.3.3 Para AFP Prima de enero 2010 a diciembre del 2017	70
5.3.4 Para AFP Profuturo de enero 2010 a diciembre del 2017	72
5.3.5 Para AFP Hábitat de enero 2015 a julio del 2017.....	74
5.4 Estimación de Timing de Mercado	76
5.4.1 Prueba de Hipótesis de los estimador muestral (θ)	76
5.5 Estimación de Timing de Mercado para el Sistema Privado de Pensiones: 2010-2017 y considerando AFPs: Integra, Prima y Profuturo	79
5.6 Estimación de Timing de Mercado para cada AFP: 2010-20.....	81
5.6.1 Para AFP Horizonte de enero del 2010 a julio del 2013.....	81
5.6.2 Para AFP Integra de enero del 2010 a diciembre del 2017.....	82
5.6.3 Para AFP Prima de enero del 2010 a diciembre del 2017.....	84
5.6.4 Para AFP Profuturo de enero del 2010 a diciembre del 2017	86

5.6.5 Para AFP Hábitat de enero del 2015 a diciembre del 2017	88
CAPÍTULO VI: DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS	91
6.1 Contrastacion y demostracion de las hipotesis con los resultados obtenidos.....	91
6.1.1 Resultados sobre a la existencia de selectividad, medido a través del Alfa de Jansen para el sistema privado de pensiones, entre enero del 2010 a diciembre de 2017.	91
6.1.2 Resultados sobre a la existencia de selectividad, medido a través del Alfa de Jansen para cada AFP, entre enero del 2010 a diciembre de 2017.....	92
6.1.3 Resultados sobre la capacidad de Sincronización de Mercado, medido a través del Timing de Mercado, para el sistema privado de pensiones, entre enero del 2010 a diciembre de 2017.....	95
6.1.4 Resultados sobre la capacidad de sincronización de mercado, medido a través del Timing de Mercado para cada AFP, entre enero del 2010 a diciembre de 2017.	97
6.2 Contrastacion de los resultados obtenidos con otros estudios similares	101
6.3 Responsabilidad ética.....	103
CONCLUSIONES	105
RECOMENDACIONES	108
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	109
ANEXOS	111

TABLA DE CONTENIDOS

1. Tabla N° 1	45
2. Tabla N° 2	61
3. Tabla N° 3	79
4. Tabla N° 4	93
5. Tabla N° 5	97

ÍNDICE DE CUADROS

1. Cuadro N° 01	12
2. Cuadro N° 02	13
3. Cuadro N° 03	52
4. Cuadro N° 04	53
5. Cuadro N° 05	55
6. Cuadro N° 06	57
7. Cuadro N° 07	59
8. Cuadro N° 08	62

INDICE DE GRÁFICOS

1. Gráfico N° 01	15
2. Gráfico N° 02	28

ÍNDICE DE ANEXOS

Anexo N° 01 Ecuaciones Econométricas para el Alfa de Jansen	112
Anexo N° 02 Ecuaciones Econométricas para Timing de Mercado	118
Anexo N° 03: Matriz de Consistencia	125

RESUMEN

El objetivo de esta investigación fue, estudiar la relación existente entre la tasa de rentabilidad real y la capacidad de sincronización del mercado financiero, en el sistema privado de pensiones peruano, durante el periodo comprendido entre enero del 2010 a diciembre del 2017.

La rentabilidad de las AFP y del sistema privado de pensiones, se mide a través de tasa de rentabilidad real ajustada por riesgo, utilizando para el ajuste, la tasa de interés de los certificados de depósitos del Banco Central de Reserva del Perú, y así mismo la capacidad de sincronización de mercado, se mide a través de existencia de timing de mercado en el sector de las AFP.

Así, mismo como objetivos específicos, nos propusimos estudiar cómo se relaciona el exceso de rentabilidad de mercado de títulos valores con el exceso de la rentabilidad real ajustada por riesgo de los fondos privados de pensiones, y así mismo determinar la existencia de selectividad ex ante, en las decisiones de inversiones financieras de parte de las AFP y del Sistema Privado de Pensiones.

Para conseguir tales propósitos se utilizó modelos econométricos de determinación del coeficiente Alfa de Jansen y el modelo regresión cuadrática propuesto por Treynor- Mazury para la estimación del timing de mercado, las pruebas econométricas se realizaron usando el software E -Views 7.0, sobre la base de una muestra de 96 observaciones mensuales de variables del sistema privado de pensiones.

Los resultados obtenidos nos permiten concluir la no existencia de timing de mercado, es decir que no hubo capacidad de sincronización del mercado financiero de parte de los administradores del sistema privado de pensiones, para realizar sus inversiones financieras, conducentes a obtener la máxima rentabilidad real ajustada por riesgo. Así mismo respecto a la existencia de selectividad ex ante, medido por el coeficiente alfa de Jansen para el sistema privado de pensiones, y cada AFP, sin embargo, este coeficiente este no es significativo estadísticamente.

Palabras claves: Sistema Privado de Pensiones, AFP, Selectividad ex ante, Timing de Mercado, Rentabilidad real, inversiones financieras.

ABSTRACT

The objective of this investigation was to study the relationship between real profitability and the market's capacity to synchronize, in the Peruvian private pension system, during the period from January 2010 to December 2017.

The profitability of the AFPs and the private pension system was measured through the real risk-adjusted rate of return, using the interest rate of the certificates of deposit of the Central Reserve Bank of Peru for the adjustment, and the market synchronization capacity was measured through the existence of market timing in the AFP sector.

Likewise, as specific objectives, we set out to study how the excess market return on securities is related to the excess of the real risk-adjusted return of private pension funds, and also to determine the existence of ex ante selectivity in the financial investment decisions of the AFPs and the Private Pension System.

To achieve such purposes, econometric models were used to determine the Alpha de Jansen coefficient and the quadratic regression model proposed by Treynor-Mazury to estimate market timing. monthly variables of the private pension system.

The results obtained allow us to conclude that there was no market timing, that there was no capacity for synchronization of the financial market on the part of the private pension system administrators, in order to make their financial investments, leading to the maximum real risk-adjusted return. Likewise, with respect to the existence of ex ante selectivity, measured by the Jansen alpha coefficient for the private pension system, and each AFP, however, this coefficient is not statistically significant.

Key words: Private Pension System, AFP, ex-ante selectivity, Market Timing, real profitability, financial investments.

CAPÍTULO I: PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

1.1 Descripción de la Realidad Problemática

El Sistema Privado de Pensiones en el Perú (SPP), fue creado mediante Decreto Ley N° 25897, del 06 de diciembre de 1992, , pero entro en funcionamiento recién en junio del 1993, y surge como alternativa sistema previsional existente en el país, como es el régimen de pensiones administrado por el Estado y concentrado en el Sistema Nacional de Pensiones, Ley N° 19990, Este nuevo sistema , tiene como objetivo mejorar el sistema previsional en el país, introduciendo el llamado sistema de cuenta individual de capitalización, en donde cada aportante se constituye en propietario de su propia jubilación. El fondo de pensiones acumulado individual se forma por las aportaciones de los afiliados (10% de su remuneración) y de las rentabilidades obtenidas a lo largo del tiempo de las inversiones de dicho fondo.

Según la Superintendencia de Banca y Seguro, y Banco Central de Reserva del Perú al 31 de diciembre del 2017 y después de aproximadamente 25 años de funcionamiento del Sistema Privado de Pensiones, El valor del fondo privado de pensiones acumulado es S/ 154,887 millones de nuevos soles (Casi U\$ 46,714 millones de dólares), y que representa un 21.2 % del Producto Bruto Interno(PBI), sobre la base de 6,605.000 afiliados al sistema, y distribuidos en cinco empresas administradoras, denominadas AFPs: Horizonte, Integra, Prima, Profuturo y Hábitat (ver cuadro N°01).

Las administradoras privadas de pensiones, a la cartera administrada derivada de los aportes de afiliados más rentabilidad obtenida y acumulada, lo dividen en dos componentes; i) El fondo privado de pensiones, y ii) Reserva o encaje; el fondo privado de pensiones representa un 99 por ciento de la cartera administrada y los encajes el 1 por ciento (ver cuadro N°02).

El incremento promedio anual del fondo privado de pensiones ha sido de 11.06 por ciento entre el periodo de 2010 al 2017, mientras que el incremento promedio anual del número de afiliados ha sido de apenas 5 por ciento para el mismo periodo analizado. Así mismo el número de afiliados al sistema privado de pensiones representa aproximadamente el 37 por ciento de la población económicamente activa a fines del 2017.

Cuadro N° 01
SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES: 2010-2017

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
VALOR DE LOS FONDOS DE PENSIONES								
I. VALOR DE LOS FONDOS DE PENSIONES								
Millones de soles	86,391	81,052	95,907	101,113	113,467	123,006	135,158	154,887
Incremento porcentual	25.9	-6.2	18.3	5.4	12.2	8.4	9.9	14.6
Porcentaje del PBI 1/	20.5	17.2	18.8	18.4	19.7	20.1	20.5	22.1
II. NÚMERO DE AFILIADOS								
En miles	4,642	4,928	5,268	5,482	5,730	5,963	6,264	6,605
Incremento porcentual	4.1	6.2	6.9	4.0	4.5	4.1	5.0	5.4
III. RENTABILIDAD ANUAL								
Nominal	18.4	-7.1	11.8	0.0	8.9	5.7	9.9	11.9
Real 2/	16.0	-11.3	8.9	-2.8	5.5	1.2	6.5	10.4
COMPOSICIÓN DEL PORTAFOLIO DE INVERSIONES								
IV. DE INVERSIONES								
En porcentajes								
Valores gubernamentales	16.1	17.0	17.5	13.5	17.7	17.8	21.9	21.7
Valores del gobierno central	16.1	15.9	14.6	11.3	17.3	17.8	21.5	21.6
Valores del Banco Central	0.0	1.1	2.9	2.1	0.4	0.0	0.4	0.1
Bonos Brady	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Empresas del sistema financiero	15.4	14.4	14.7	25.0	18.2	23.2	19.0	16.7
Depósitos en moneda nacional	5.0	3.8	2.2	2.2	0.8	0.8	2.4	3.3
Depósitos en moneda extranjera 3/	1.2	0.7	1.9	10.7	5.8	10.6	3.5	2.5
Acciones	2.5	1.9	2.1	1.5	1.2	0.9	1.9	1.9
Bonos	3.4	4.1	4.6	6.3	5.7	6.6	6.9	5.5
Otros 4/	3.3	3.9	3.9	4.2	4.7	4.4	4.4	3.7
Empresas no financieras	42.2	40.1	38.3	26.4	23.4	18.8	20.0	18.5
Acciones comunes y de inversión	29.2	25.5	23.9	14.7	11.4	6.6	8.4	8.6
Bonos corporativos	9.5	9.9	9.2	6.3	6.9	6.7	6.7	6.5
Otros 5/	3.5	4.7	5.3	5.4	5.1	5.5	4.8	3.3
Inversiones en el exterior	26.3	28.5	29.4	35.2	40.6	40.2	38.1	43.3
Títulos de deuda de Estados extranjeros	2.5	1.2	1.8	1.3	0.6	0.1	0.5	0.6
Fondos Mutuos extranjeros	7.4	14.1	18.5	24.6	0.5	0.4	0.6	0.4
Acciones de empresas extranjeras	5.9	5.1	3.9	4.3	35.6	37.8	35.0	40.7
American Depositary Shares (ADS)	5.0	2.8	0.2	0.8	0.9	0.3	0.2	0.1
Otros	5.6	5.4	5.1	4.2	3.1	1.7	1.8	1.5

1/ Preliminar los últimos 3 años.

2/ A partir de diciembre de 2005, la rentabilidad real corresponde al Fondo Tipo 2.

3/ Incluye cuenta corriente y certificados en moneda extranjera.

4/ Incluye letras hipotecarias y pagarés avalados.

5/ Incluye papeles comerciales, operaciones de reporte y pagarés.

Fuente: Superintendencia de Banca, Seguros y AFP.

Elaboración: Gerencia Central de Estudios Económicos-BCRP

Cuadro N° 02
FONDO DE PENSIONES, ENCAJE Y CARTERA DEL SISTEMA DE PENSIONES:
2010-2017
(En millones de nuevos soles)

Periodo	Fondo de Pensiones	Encaje	Cartera Administrada
ene-13	98,470	972	99,442
feb-13	98,425	973	99,399
mar-13	99,367	980	100,347
abr-13	99,569	977	100,546
may-13	97,261	951	98,211
jun-13	94,799	925	95,724
jul-13	96,084	933	97,017
ago-13	95,362	923	96,285
sep-13	97,158	936	98,094
oct-13	99,781	958	100,738
nov-13	99,383	951	100,334
dic-13	101,113	964	102,077
ene-14	99,944	949	100,893
feb-14	101,682	962	102,644
mar-14	102,194	963	103,157
abr-14	104,128	977	105,105
may-14	105,136	983	106,119
jun-14	107,498	1,001	108,499
jul-14	107,741	1,000	108,741
ago-14	110,377	1,022	111,399
sep-14	109,933	1,015	110,947
oct-14	111,653	1,026	112,680
nov-14	112,628	1,032	113,661
dic-14	113,467	1,037	114,503
ene-15	115,268	1,049	116,317
feb-15	118,119	1,073	119,191
mar-15	117,436	1,064	118,500
abr-15	119,802	1,082	120,884
may-15	121,433	1,093	122,526
jun-15	120,971	1,086	122,057
jul-15	121,388	1,087	122,474
ago-15	116,849	1,042	117,891
sep-15	114,796	1,021	115,817
oct-15	121,047	1,075	122,122
nov-15	124,200	1,101	125,301
dic-15	123,006	1,087	124,093
ene-16	121,138	1,067	122,204
feb-16	123,348	1,083	124,431
mar-16	124,819	1,094	125,912
abr-16	128,082	1,120	129,201
may-16	130,917	1,144	132,061
jun-16	128,502	1,125	129,627

jul-16	133,437	1,173	134,611
ago-16	135,436	1,195	136,631
sep-16	135,491	1,193	136,684
oct-16	134,968	1,191	136,159
nov-16	134,459	1,187	135,646
dic-16	135,158	1,195	136,353
ene-17	135,239	1,194	136,433
feb-17	136,007	1,201	137,207
mar-17	137,992	1,204	139,196
abr-17	139,642	1,217	140,859
may-17	142,501	1,242	143,742
jun-17	143,170	1,246	144,417
jul-17	145,048	1,265	146,313
ago-17	146,254	1,278	147,532
sep-17	150,271	1,315	151,586
oct-17	153,019	1,342	154,360
nov-17	153,481	1,348	154,830
dic-17	154,887	1,359	156,247

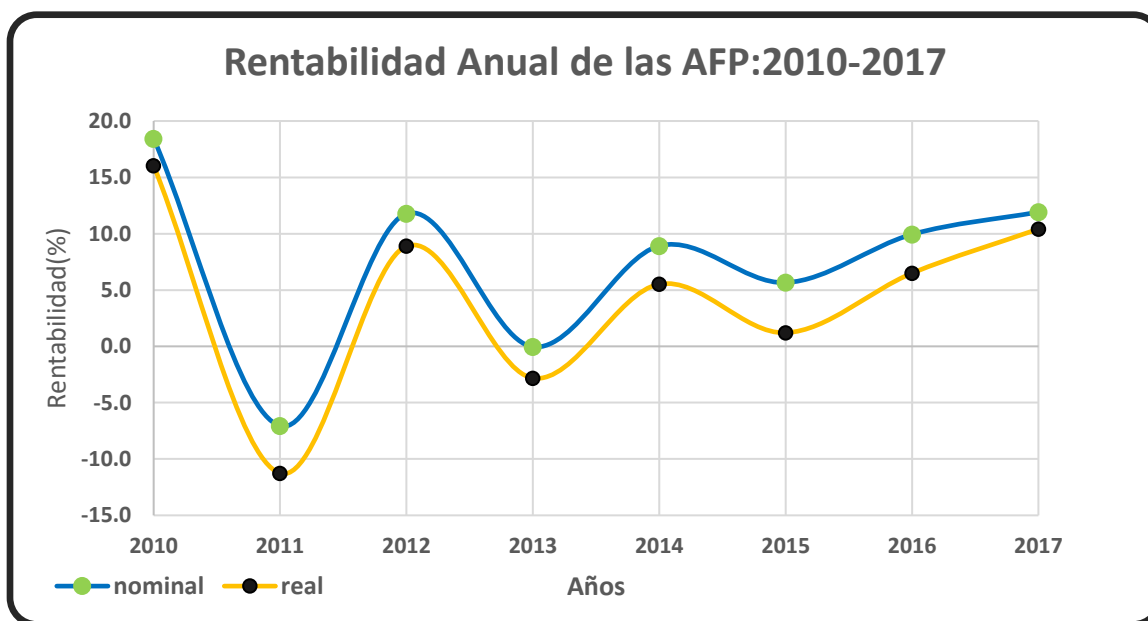
1/ Cartera Administrada = Fondo de Pensiones + Encaje

Nota: Incluye información de los tres tipos de fondos de pensiones.

Fuente: Superintendencia de Banca y Seguros y AFP-Boletines estadísticos mensuales

Así mismo la rentabilidad real, promedio histórico anual mostrado por el sistema privado de pensiones, según la SBS es de 9.33%, (2011), para el período comprendido entre: 1993-2010; y posteriormente caer a un promedio anual de 4.30 por ciento entre 2010 al 2017. (ver cuadro N° 01). Además de mostrar un comportamiento muy errático, con tasa de rentabilidad real positivas y negativas especialmente en los años 2011 y 2013. El grafico N°01 nos muestra el comportamiento anual de la tasa de rentabilidad real y nominal del sistema privado de pensiones para el periodo 2010-2017, en donde se observa una significativa caída de dos dígitos en el año 2011, una menor de aproximadamente -2.0 por ciento en el año 2013, ello derivado de los efectos en los mercados financieros internacionales, por desaceleración de la economía china luego por la crisis generalizada en la zona del euro, pero los demás años dichas tasas tuvieron un crecimiento promedio atractivo.

Gráfico N° 01



Fuente: Elaboración del autor, en base a información del cuadro N° 01-BCRP.

La tasa de rentabilidad real mostrada por los fondos privados de pensiones, para periodos largos, parecería razonable, sin embargo, ésta a corto plazo ha mostrado un comportamiento errático, llegando incluso a ser tasas negativas en algunos periodos anuales, incidiendo negativamente en las pensiones de los afiliados y ello ha sido influenciado tanto por factores internos y externos.

La composición del portafolio de las inversiones del sistema privado de pensiones se ajustó de acuerdo la coyuntura internacional más favorable y a la mayor flexibilización del límite a las inversiones que pueden efectuar los fondos en el exterior, que se elevó de 46 a 50% por ciento en los últimos años. Así el porcentaje de inversiones efectuadas en el exterior se incrementó de 26.3 por ciento en el 2010, al 40.6 por ciento en el 2014 y llegar al 43.3 por ciento en el 2017; Así mismo las inversiones en el exterior también sufrieron un cambio en su composición, así tenemos que entre el 2010 al 2013 dichas inversiones se concentraban en fondos mutuos extranjeros, luego cambio entre 2014 al 2017, ya que las acciones empresas extranjeras eran las principales inversiones de los fondos privados de inversiones (ver cuadro N° 01)

Respecto a las inversiones domésticas, estas se redujeron del 73.7 por ciento en el 2010 al 59.4 por ciento en el 2014, y para el año 2017 se acentuó más la reducción, ya que la

inversión domesticas solo representaban el 56.7 por ciento, este cambio se relaciona a las mejores condiciones financieras del exterior.

Merece destacar dentro de las inversiones domésticas, las realizadas en valores gubernamentales (Valores del Gobierno Central, valores del BCRP, y bonos Brady), que representaron 16.1 por ciento en el 2010, se reduce a 13.5 por ciento en el 2013 y subir al 21.7 por ciento en el 2017. Así mismo las inversiones en empresas financieras (depósitos en moneda nacional y moneda extranjera, paso de 15.4 por ciento en el 2010 al 25 por ciento en el 2013, pero luego se reduce en el 2017 al 16.7 por ciento.

Finalmente, las Inversiones en empresas no financieras (Acciones comunes e inversión y bonos corporativos), experimento una continua caída, pasando del 42.2 por ciento en 2010, luego al 26.4 por ciento en 2013 y llegar al 18.5 por ciento en 2017, ello como consecuencia del direccionamiento de las inversiones de las AFPs al mercado externo, en busca de un mayor rendimiento.

Aparentemente la rentabilidad mostrada por organismos oficiales, sobre los fondos de privados de pensiones parece aceptable para garantizar pensiones dignas de los afiliados en el largo plazo. Pero es innegable que dicha tasa tiene serios cuestionamientos como: i) Está determinada sobre la base de variaciones contable de valor cuota, ii) La rentabilidad no está libre de cobro de comisiones por administración y prima de seguro, iii) La rentabilidad no es esta ajustada por riesgo, iv) Es muy sensible a las inestabilidades y volatilidad de los mercados financieros internacionales.

En tal sentido, resulta pertinente y de interés en el campo de las finanzas, la evaluación de la performance de las carteras de los inversionistas institucionales ó AFP, aun considerando el crecimiento sostenido de los fondos privados de pensiones en el país en los últimos años, y que se han convertido en un sector demandante importante de instrumentos financieros y que contribuye positivamente al financiamiento del proceso ahorro-inversión de instituciones privadas y públicas.

Dentro de la filosofía de la inversión financiera, existe un enfoque, que tiene la convicción de que es posible superar el rendimiento del índice de mercado por anticiparse a los movimientos del mercado. Esta estrategia de inversión basada en la predicción de las tendencias del mercado, tiene como meta anticipar a las tendencias, comprando antes de que en el mercado suba, y vendiendo antes que el mercado baje, esta estrategia, es la capacidad de sincronización del mercado financiero que puede aplicada ó realizada por los gestores de

los fondos de inversión, fondos mutuos y fondos de pensiones, esta estrategia es comúnmente conocida como Timing del Mercado (Market Timing), que implica la gestión dinámica de carteras con lo que se pretende obtener una tasa de rendimiento superior a un índice ó activo de referencia (Ejem. rentabilidad bursátil), en base a una selección pormenorizada de títulos o instrumentos financieros y del timing (momento) de compra y venta apropiado.

En tal sentido, nos interesa investigar el problema de la existencia de la capacidad de sincronización con el mercado financiero de las AFP, y como se relaciona con la determinación de la tasa de rentabilidad real ajustada por riesgo de los fondos privados de pensiones de los afiliados al sistema, es decir indagar si las administradoras de los fondos de pensiones en el Perú, que se supone que cuentan con staff de personal profesional altamente calificado en finanzas corporativas, han sido lo suficientemente capaz de aprovechar esta estrategia de timing de mercado, en sus decisiones de elaboración de portafolios, que impliquen compra y venta de activos financieros, intentando predecir los futuros movimientos de precio mercado, y obtener así la máxima rentabilidad de dichos fondos de pensiones; de esta forma nos permite evaluar la performance financiera de las administradoras de los fondos de pensiones, y su efecto sobre las pensiones de los afiliados.

1.2 Formulación del Problema

1.2.1 Problema General

¿Cuál es la relación existente entre la capacidad de sincronización de mercado financiero y la tasa de rentabilidad real de los fondos privados de pensiones: durante: 2010-2017?

1.2.2 Problemas Específicos

- A. ¿Cuál es la relación existente entre la tasa de interés de libre riesgo (r_{lt}) y la tasa de rentabilidad real de los fondos privados de pensiones (r_{pt}), durante: 2010-2017?’
- B. ¿Cómo se relaciona el exceso de rentabilidad de mercado de títulos valores ($r_{mt} - r_{lt}$) con el exceso de la rentabilidad real ajustada por riesgo de los fondos privados de pensiones ($r_{pt} - r_{lt}$), durante: 2010-2017?’
- C. ¿Cómo se relaciona la existencia de timing de mercado y el diferencial de la rentabilidad real ajustada por riesgo ($r_{pt} - r_{lt}$), de los fondos privados de pensiones, durante: 2010-2017?’

1.3 Objetivos

1.3.1 Objetivo general

Determinar la relación existente entre la capacidad de sincronización de mercado financiero y la tasa de rentabilidad real (rpt) de los fondos privados de pensiones, durante: 2010-2017.

1.3.2 Objetivos específicos:

- A.** Determinar la relación existente entre la tasa de interés de libre riesgo (rlt) y la tasa de rentabilidad real de los fondos privados de pensiones, durante: 2010-2017
- B.** Determinar cómo se relaciona el exceso de rentabilidad de mercado de títulos valores ($rmt - rlt$) con el exceso de la rentabilidad real ajustada por riesgo de los fondos privados de pensiones ($rpt - rlt$), durante: 2010-2017'
- C.** Determinar cómo se relaciona la existencia de timing de mercado con el diferencial de la rentabilidad real ajustada por riesgo ($rpt - rlt$), de los fondos privados de pensiones, durante 2010-2017.

1.4 Justificación

La justificación de la presente investigación, va en concordancia con el planteamiento del problema expuesto en el punto 1.1, que tiene la característica de ser una investigación de nivel explicativa y correlacional, que utiliza los fundamentos teóricos de las finanzas corporativas y del análisis econométrico, a un caso concreto y real como es la aplicación e instrumentación de la teoría del portafolio, en la búsqueda de una gestión eficiente de cartera de inversiones de los administradores de los fondos de privados pensiones en el Perú. Se pretende determinar la capacidad sincronización del inversionista o gestor de la (AFP) para predecir adecuadamente los períodos de bajas y alzas de los precios de los instrumentos financieros en el mercado, a fin de obtener una mayor rentabilidad y mínimo riesgo, es decir optimizar las ganancias de las inversiones financieras, y que favorezcan a los afiliados del sistema privado de pensiones, en una mejora de sus pensiones.

Los grupos a beneficiarse con el desarrollo de esta investigación, en primer lugar están los alumnos de los cursos de finanzas de la empresa I y II, de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional del Callao, porque creemos que los resultados encontrados en nuestra investigación, permitirán contrastar los fundamentos teóricos con la evidencia empírica, y en segundo lugar el informe final de esta investigación será una fuente de

consulta para los alumnos en general, docentes y profesionales que deseen investigar sobre dicho tema,

En tercer lugar, la presente investigación, pretende también favorecer a los afiliados al sistema privado de pensiones, que suman cerca de 6,6 Millones de afiliados, quienes pueden evaluar que AFP les ofrece una mayor rentabilidad ajustado por riesgo, con el correlato de mejoras en sus niveles de pensiones., dado que la ley permite la posibilidad de traspasarse de una AFP a otra.

1.5 Limitantes de la investigación.

- Esta investigación se desarrollará para el periodo 2010-2017 y con las actuales cuatro empresas administradoras de fondos de pensiones AFPs .existentes a la fecha como: Integra, Profuturo, Prima y Habilidad, pero se hace hincapié que en el período de estudio, se disolvió la AFP Horizonte, y de otro lado se incorporó al sistema la AFP Hábitat, lo que genera una discontinuidad de la información por AFP en el periodo de bajo estudio, y en tal sentido se tendrá que hacer un empalme o ajuste de dicha información, para trabajar las series de tiempos y hacer regresiones con modelos econométricos, en periodos diferentes.
- La información o data que se utilizó son datos mensuales, para el periodo: 2010-2017, lo que hace un total de 96 observaciones mensuales, cada una de las AFPs y del sistema privado de pensiones, y que equivale a una muestra representativa de 32.6 % de números de observaciones totales del sistema privado de pensiones desde su creación a mediados de año 1993.

CAPÍTULO II: MARCO TEORICO

2.1 Antecedentes: Internacional y Nacional

2.1.1 Antecedentes Internacionales. -

- En lo que respecta a la precisión o definición de timing de mercado, según: **Treynor y Mazury (1966)**, precisan lo siguiente:” **Es la habilidad de sincronización en el mercado financiero, que consiste en anticipar los cambios en dichas tendencias a través de un ajuste de las betas de sus portafolios**”, para lo cual se utilizó el método, aportado por Treynor y Mazury.
- Por otro lado, tenemos a los autores chilenos, **Zurita, S. y Jara, C (1999)** que plantean que un administrador de fondos de inversiones o pensiones puede ser hábil en anticipar los movimientos futuros del mercado, y ajustar su portafolio para tener un beta alto, durante las alzas del mercado y uno bajo durante bajas en el mercado. El problema es que, si el administrador es un “timer activo”, las medidas anteriores de desempeño financiero estarán sesgadas, puesto que el riesgo por el que se ajustan no es estable en el período de evaluación.
- Para resolver el problema del timing de mercado, los mismos autores antes citados consideran lo siguiente, que “para que la decisión no sea sesgada por medidas anteriores, utilizar el modelo de **Treynor y Mazury (1966)**, y **Admati, Bhattacharya, Pfleiderer y Ross (1966)**, quienes proponen el método de regresión cuadrática, que consiste en ajustar una curva cuadrática en vez de una línea recta”
- Posteriormente, **Hendrikson y Merton (1981)**, sugieren un procedimiento alternativo consistente en realizar dos regresiones lineales, una para periodos cuando los activos tuvieran mejor retorno que los de libre riesgo, es decir mercados en alza, y la otra cuando no tuvieron buen desempeño, es decir mercados a la baja. Un timer exitoso elegirá una beta alto durante los mercados en alza y uno bajo en mercados en baja.
- En la literatura sobre la evaluación de carteras, fundamentalmente se consideran válidas dos estrategias o procedimientos para llevar a cabo una gestión, de fondos de inversión, fondos de pensiones, y fondos mutuos etc. estos son la selección de activos y la sincronización con el mercado. al respecto **J.L Miralles, M.(2004)**, presenta un estudio sobre habilidades de timing en la gestión de fondos de inversión de renta variable, y al respecto sostiene: “ El objetivo del estudio consiste en analizar, para un grupo de fondos de inversión de renta variable nacional, si la frecuencia de

observación produce cambios en la detección de habilidades de timing por parte de los gestores profesionales de carteras, aplicando un procedimiento robusto de contrastación basado en la metodología **bootstrap**, se comprueba, que en el empleo en el análisis de datos diarios aumenta la significatividad de los resultados obtenidos, y por lo tanto la capacidad para detectar habilidades de timing.”

Así, específicamente respecto a la sincronización con el mercado (market timing)

J.L Miralles M. (2004), hace referencia. “al conjunto de estrategias que persiguen para beneficiarse de los ajustes de la composición de la cartera básica, con respecto a los cambios en las expectativas de los mercados de capitales a corto plazo, con el fin de explotar las ineficiencias temporales que pueden existir”

- Por otra parte, **Gutiérrez Urzua M. (2002)**”; En su estudio considera que los resultados obtenidos son fundamentales para determinar la directa relación que existe entre riesgo y rentabilidad, sustento de toda reforma del sistema previsional chileno y el argumento central para evaluar, es sí los administradores profesionales de fondos obtienen rendimientos superiores al rendimiento del mercado.

Así mismo concluye que: i) Desde el punto de vista de costo y del impacto en las decisiones de los partícipes del mercado, se generaron los incentivos perversos de inversión, particularmente en un mercado tan sensible y trascendental como los fondos de pensiones. ii) Para evaluar las estrategias de activos de inversión y el desempeño financiero, existen una serie de indicadores que establecen el punto o la relación entre el riesgo y la rentabilidad, dependiendo de la concepción teórica que lo sustente. iii) El estudio se centró en el desempeño financiero de 06 administradoras de fondos de pensiones para el período 1996-2001, mediante la aplicación del alfa de Jansen y el índice Sharpe. Estos indicadores se aplicaron sobre series de tiempo mensual y trimestral y no se encontró evidencia que pueda sustentar que las administradoras de fondos de pensiones tienen un rendimiento o rentabilidad superior al del mercado ya sea en forma grupal o individual. Por el contrario, de los resultados encontrados se observó que los rendimientos son bastantes similares y muy cercanos al mercado, lo que respalda la teoría del efecto manada y la poca maniobrabilidad financiera que ofrece el mercado chileno.

El referido autor recomienda, que, a la luz de los resultados de las administradoras de fondos de pensiones, se deben entregar más información sobre la composición de sus inversiones, para incentivar y evaluar estrategias de inversión a largo plazo y no

recomponer constantemente sus portafolios, generando ruido y costos que afectan las rentabilidades de las futuras pensiones.

Es pertinente también considerar el trabajo de **Sandoval, E y Germany, B (2018)** Quienes consideran que la evaluación de habilidades de selectividad, market timing y liderazgo en inversiones ejercido por los multifondos dependientes de las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFPs) es un tema de particular interés para los trabajadores en Chile, en especial luego de la implementación del primer proceso de licitación de cartera de nuevos afiliados.

Estos autores, también utilizan metodología del modelo de mercado cuadrático, con ventanas móviles de tiempo, junto con pruebas de causalidad de Granger, en donde analizan el desempeño y liderazgo en políticas de inversión de seis AFPs en los cinco Multifondos existentes en Chile, durante el periodo que va desde septiembre de 2010 hasta marzo de 2016.

Estos autores, obtienen resultados, que indican que los multifondos muestran habilidades que no alcanzan a compensar las comisiones cobradas. Sin embargo, en términos de desempeño neto de comisiones, en comparación con el promedio de la industria destacan en todos los multifondos las AFPs Modelo y Hábitat, respectivamente. Además, no se detecta relación entre liderazgo en inversiones y desempeño.

Así mismo concluyen destacando la importancia de las comisiones en el desempeño neto de los multifondos y en el potencial efecto que una mayor cantidad de competidores tendría en la industria. En este sentido, destaca la AFP Modelo, la cual muestra aproximadamente 1.63% de mejor desempeño que el promedio de la industria, debido a su más baja comisión detectada en el periodo completo de análisis. Palabras clave: selectividad; Market Timing; liderazgo; industria de multifondos-AFPs. Véase en **Sandoval, E y Germany, B (2018) Trimestre Económico, Vol. LXXXV (4), Número 340, pág. 801-832**

2.1.2 Antecedentes nacionales

- El timing de mercado es un tema que ha venido ganando espacio dentro de la literatura financiera actual, y como sostiene **Becerra J. (2014)** “La idea de que los cambios de tendencias pueden anticiparse exitosamente (market timing) es sostenida por algunos administradores de fondos e investigadores, lo cuales además de

cuestionar la hipótesis de eficiencia de los mercados financieros, permite medir habilidades en la gestión activa de fondos de inversión”.

- Respecto a la precisión o definición de timing de mercado, **Becerra J. (2014)** señala lo siguiente: “Es la habilidad de sincronización en el mercado financiero, que consiste en anticipar los cambios en dichas tendencias a través de un ajuste de betas de su portafolio, para lo cual se utilizará el método aportado por Treynor y Mazury (1966)”.
- Así mismo, **Castillo P. y Lama R (2011)**, hace una evaluación de Portafolios de Inversionistas Institucionales de Fondos Mutuos y Fondos de Pensiones, para el Perú, durante el período de 1994-1997, y sostienen lo siguiente: Que la evaluación de la gestión de portafolio de los inversionistas institucionales es de suma importancia en el mercado de capitales, dado que el desempeño financiero de estos inversionistas condiciona el bienestar de un gran número de partícipes.
- Además, consideran que los indicadores de gestión de portafolios empleados en la investigación pueden ubicarse en dos categorías:
 - 1ra. - tenemos a los indicadores de Sharpe y Treynor, que muestran el grado de eficiencia de los inversionistas institucionales realizan la gestión del portafolio, sustentados en la teoría de portafolio de Markowitz.
 - 2da.- Se encuentran los indicadores de Jensen, Treynor-Mazuy y el modelo de EGARCH, que explican a que se deben las diferencias de desempeño, ambos indicadores se sustentan en el modelo C.A.P.M.
- **Flores G. W.(2005)**, realiza un trabajo relacionado a la “Teoría del portafolio , la gestión de inversiones y fondos privados de pensiones en el Perú” : Se estudia la estructura, comportamiento y desempeño financiero de las AFPs y del sistema privado de pensiones en conjunto, utilizando como marco de referencia la teoría del portafolio y sus principales modelos de evaluación de desempeño financiero como: El alfa de Jensen, índice de Treynor y el índice de Sharpe, para un período comprendido entre 1997-2002.

El objetivo de su estudio, según **García F.W (2005)**, es evaluar y determinar las carteras con un desempeño financiero (ajustado por riesgo) superior; y se señala también que es importante las evaluaciones ajustadas por riesgo, porque las evaluaciones y resultados que publican las autoridades reguladoras (Superintendencia de Banca y Seguros y de Las AFPs) solo consideran las rentabilidades reales sin tener en cuenta los niveles de riesgo implícitos que estos

resultados conllevan.

Así mismo, **Flores G.W(2005)** arriba a las siguientes conclusiones: i) La evidencia empírica muestra que la diversificación del riesgo de las inversiones del SPP, está fuertemente restringido por factores estructurales, como la profundidad y la poca liquidez del mercado de capitales local. ii) La normatividad sobre el SPP constituye una de las restricciones más relevantes para la diversificación del riesgo. iii) Se encuentra cierto liderazgo de la AFP Integra, al tener un índice de Sharpe doble que la AFP Profuturo, que es la más pequeña del sistema. Esta superioridad es confirmada por el índice de Jensen.

El trabajo de investigación de **Flores G. W (2005)**, también plantea las siguientes recomendaciones: i) Con la finalidad de moderar la tendencia creciente del riesgo sistemático ó riesgo diversificable de las inversiones de las AFPs, es recomendable adoptar políticas que promuevan una mayor diversificación, como la ampliación gradual de los límites de inversiones en el exterior. De esta forma se reduce la sensibilidad de la rentabilidad de las inversiones del Sistema Privado de Pensiones a los movimientos del Índice General de la Bolsa de Valores de Lima y ii) Es recomendable también una revisión puntual, técnica y especializada de la normatividad actual sobre las inversiones del SPP, a fin de no restringir la diversificación del riesgo.

Otro trabajo relacionado a nuestra investigación que merece ser tomado en consideración, es de los autores peruanos, **Cano, A y Alva, P.** quiénes **“Se evaluaron el desempeño de las cinco AFPs peruanas que registran datos estadísticos, en cuanto a su cartera accionaria, para el período abril 1994 - marzo 1998. Con el objeto de comparar el desempeño financiero, ajustado por riesgo, entre las AFPs; así como entre estas y los índices ISBVL e IGBVL, usados como “proxy” del portafolio de mercado; se utilizaron diversas metodologías, las que nos permitieron realizar un ranking de las AFPs.”** (véase en **CEMLA -2000, Serie de cuadernos de investigación N° 52- pág-23)**

Así en el mismo trabajo, de **Cano, A y Alva, P.** se indica también que” la hipótesis principal que se pretende probar es que, las Administradoras de Fondos de Pensiones en el Perú, en promedio, no muestran evidencia significativa de habilidades especiales, tales como existencia de Selectividad y de Timing de Mercado, por lo cual, no es posible obtener rendimientos, ajustados por riesgo, superiores a los del

mercado. Con los resultados empíricos obtenidos, no es posible sostener esta hipótesis de manera tan contundente. La habilidad de Timing por parte de los administradores de las AFPs fue medida a través del Índice de Treynor - Mazury. En todos los casos no existe evidencia de dicha habilidad. Este resultado fue corroborado por el análisis gráfico. La Selectividad se evaluó a través de los índices de Jensen y de Treynor – Mazury” (véase en **CEMLA-2000, Serie de cuadernos de investigación N° 52 págs. 24)**)

- Respecto a la medición de rentabilidad ajustada por riesgo del sistema privado de pensiones y de cada una de las AFPs en el Perú, encontramos un trabajo de la **Universidad Esan (2013)**, respecto a la estimación de la Rentabilidad Ajustada por Riesgo (IRAR), sostienen, que el objetivo de estimar el IRAR, es saber qué tan eficiente han sido la gestión de los portafolios que manejan las AFPs, esto significa que los resultados que se presentan expresan el retorno que ha tenido cada fondo de pensión por cada unidad de riesgo asumida.

Este indicador se calcula de acuerdo con lo estipulado por la Superintendencia de Banca y Seguro en su normativa, en el título VI del compendio de Normas Regulatorias del Sistema Privado de Pensiones, relativo a las inversiones, se detallan en el artículo 70 hasta 73, las formas de obtener distintas formas de rentabilidad.

2.2 Bases Teóricas

El presente trabajo de investigación se plantea desde la perspectiva del Área de Finanzas Corporativas, y específicamente relacionado a la Teoría del Portafolio, inspirada en la contribución del trabajo de **Markowitz. H.(1952)** basado en su obra de tesis doctoral “Portafolio Selección Theory”(1952) , y de su libro “Portafolio selección, efficient ,diversification of investment”(1959), en estas obras académicas Markowitz, plantea los pasos a seguir para construir un portafolio eficiente de inversiones, es decir como un inversionista logra formar una cartera de inversión óptima, en donde pueda tener el menor riesgo para un máximo retorno, ello implica inicialmente, determinar cuáles son títulos que se debe considerar y luego cuanto de cada título comprar. En tal sentido plantea también, seleccionar aquellas carteras que ofrecen el máximo rendimiento con un riesgo dado, y al mismo tiempo determinar cuáles son las carteras que soportan el

mínimo riesgo para un rendimiento conocido. Aquellas carteras que cumplen con los requisitos anteriores se les denominan “Carteras Eficientes”.

La mayor parte de ideas referentes a la relación riesgo y rentabilidad que se abordan en los temas de inversiones financieras expuestas por diferentes autores, recogen las ideas expuestas por Markowitz, en su artículo de 1952, y sobre esa base conceptual se efectuados aportes y críticas al respecto.

Posteriormente, la teoría de portafolio de Markowitz fue profundizada y enriquecida por los aportes de Sharpe, **W. (1964)** con su obra “Teoría de cartera y el mercado de capitales”, en donde expone el Modelo de Valoración del Precio de los Activos, más conocido como el modelo CAPM por sus siglas en inglés., el cual luego más de 50 años, sigue siendo referente.

El modelo de Sharpe, presenta una forma sencilla la determinación del riesgo de un activo financiero, separándolo en dos tipos de riesgo: riesgo sistemático y riesgo no sistemático

Sharpe W. (1964), también define a la teoría del portafolio, como un modelo normativo, antes que positivo, es decir es una guía de acción, e indica de qué modo deberían tomarse las decisiones, y así mismo señala que un modelo positivo sirve como pronóstico en un entorno, y describe la forma en que se toma las decisiones y las relaciones existentes entre conceptos entre: Precio, cantidades vendidas, etc.

La valoración apropiada de un modelo depende del uso que se pretende dar. La utilidad del modelo positivo estriba en su capacidad predictiva, mientras que la utilidad del modelo normativo se fundamenta en su capacidad de ayuda al decisor para que lleve a cabo sus objetivos.

El modelo de CAPM, ha sido objeto en los últimos años de numerosas críticas, una de ellas y la más importante, tiene que ver con la determinación del riesgo sistemático y que viene medido por el coeficiente beta (β), en el sentido de que este tipo de riesgo proceda exclusivamente de una sola fuente. Al respecto cabe resaltar también los aportes otros autores, al trabajo de Markowitz y de Sharpe, cabe destacar la contribución de **Ross, S; Westerfield.R y Jeffren J (2009)**, con su “Modelo de Fijación de Precios por Arbitraje (APT)”, dado que trata de superar la delimitación antes señalada.

El modelo de Valoración por Arbitraje ó APT (Arbitrage Pricing Theory), se considera como un modelo de ampliación del CAMP, en la que se tiene en cuenta, un determinado conjunto de factores como: La rentabilidad esperada del mercado, en donde la rentabilidad esperada de un título o, dependen linealmente de un conjunto de betas que medirán la sensibilidad de la rentabilidad de un título ante variaciones de los distintos factores que van a influir en el riesgo sistemático. Es decir, el método de APT, considera distintas fuentes de riesgo sistemático en cambio el modelo CAPM solo considera una fuente.

2.2.1 Modelo CAPM de WILLIAM SHARPE

Sharpe, W. (1964): También ganador de premio Nobel de Ciencias Económicas, en 1990 al igual que Harry Markowitz por su contribución a la teoría financiera., Sharpe contribuye a la teoría financiera moderna con su modelo de Valoración de Precios de los Activos Financieros ó más conocido como modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM), en donde expone de manera amena e intuitiva y en forma sencilla como determinar el riesgo de un activo financiero, separándolo en riesgo sistemático (mercado) y riesgo no sistemático (diversificable)

Sharpe, divide el riesgo de los activos de capital de la siguiente forma: El riesgo sistemático ó de mercado (coeficiente beta) y el riesgo asistemático (especifico) de las empresas, y es diversificable.

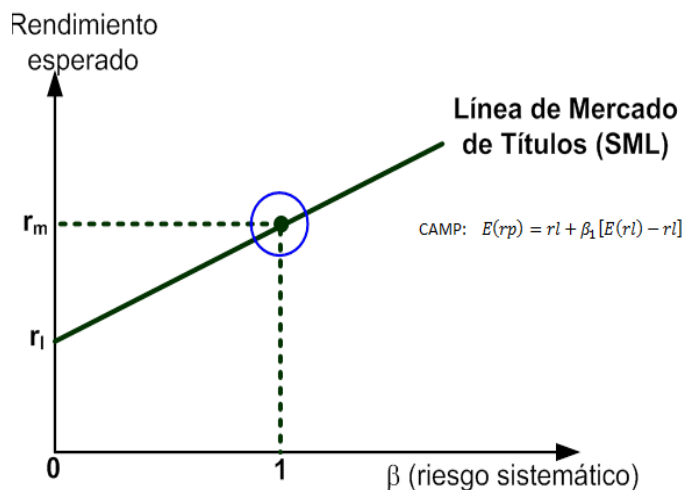
El modelo $r_p = r_f + \beta_i (r_m - r_f) + \epsilon_i$

Cuando: $\beta = 1$ El riesgo del título y del mercado están en igual proporción; es decir estaría compuesto por una parte proporcional de todos los activos del mercado.

La Aportación del CAPM, es la Línea de Mercado de Títulos ó Security Market Line (SML), y se asume que todo inversionista considera sus alternativas en función de esta línea de mercado. (gráfico N° 02)

SHARPE: Estima, que, en la SML, las rentabilidades están correlacionadas perfectamente entre sí, y todos los tipos de rentabilidad de las carteras eficaces han de ser perfectamente correlacionadas para que se relacionen en el mercado.

GRÁFICO N° 02 RENDIMIENTO ESPERADO Y RIESGO SISTEMÁTICO



Fuente: Elaboración propia

Martinez, C; Herezo, G. y Corredor, A (2007) , sintetizan el modelo de Sharpe en los siguiente términos: Que, Sharpe parte del supuesto de que todos los inversionistas forman sus portafolios de forma eficiente, de acuerdo con los postulados de Markowitz y bajo dicha hipótesis, Sharpe divide el riesgo de los activos de capital en dos: el riesgo sistemático o de mercado, que mide la variación de los precios de un activo debido a cambios el índice general de mercado común a todos los activos, coeficiente beta (β), y el riesgo asistemático (específico) de las empresas o diversificable, característico de cada activo.

Concluye que el riesgo asistemático puede ser eliminado por medio de la diversificación de carteras, pero no así el sistemático, de forma que la composición ideal de una cartera tendrá un coeficiente beta igual a la unidad, o sea en igual proporción están el riesgo del título y el mercado, y en consecuencia, estará compuesto por una parte proporcional de todos los activos del mercado.

Por su parte, **Ross, S; Westerfield, R y Joffre, J. (2009)**: Consideran que el modelo CAPM, es incompleto y la principal crítica que hace es la relacionada, con la determinación del riesgo sistemático, que viene medido por el coeficiente (β), en el sentido de que este tipo de riesgo proceda exclusivamente de una sola fuente, y propone un modelo denominado Valoración por Abitraje (APT) ó (Arbitrage Pricing Theory). El modelo APT, es una ampliación del CAPM, en la que tiene en consideración, un determinado conjunto de factores y considera que la rentabilidad esperada del mercado, pero a diferencia del CAPM, la rentabilidad esperada del título, dependen linealmente de un conjunto de betas que medirán la sensibilidad de la rentabilidad de un título ante

variaciones de los distintos factores que van a influir en el riesgo sistemático. Es decir, el modelo APT, considera distintas fuentes de riesgo sistemático, en cambio el modelo CAPM, solo considera una fuente.

2.2.2 Indicadores de Evaluación de Desempeño e Performance Financiero

La teoría financiera ha desarrollado algunos indicadores, índices o ratios para medir el desempeño financiero ajustado por riesgo de las instituciones administradoras de fondos de inversión y de pensiones, **Sharpe, W. (1974)**, considera que se han propuesto muchas medidas de eficacia, en torno a las carteras de los fondos de inversiones y la mayoría de ellas ha ignorado el riesgo completamente o no lo han tratado adecuadamente.

Pero la medida, la más conocida, indica que la eficacia pasada de cualquier cartera se puede resumir utilizando una relación premio a variabilidad ó ratio /variabilidad, a esta medida se le conoce como la ratio de Sharpe.

Por su parte, **Zurita, S. y Jara, C. (1999)**, denominan a los índices de Jensen, Sharpe y Treynor, como medidas de desempeño basadas en el modelo media-varianza, en donde el riesgo total es medido por la desviación estándar y el riesgo sistemático de covarianzas es medido por el coeficiente beta.

Así mismo, **Gonzales, F; Madariaga, J; Santibañez, J. y Apraiz, A. (2007)** consideran tres medidas clásicas para evaluar y clasificar la performance de títulos y carteras en función de la rentabilidad obtenida ajustada por riesgo y son los índices de: Sharpe (1966), Treynor (1965) y Jensen (1968, 1969).

Estos mismos autores, consideran también a los trabajos de **Modigliani y Modigliani (1997)** que permiten introducir matizaciones interesantes sobre las medidas clásicas, apareciendo el denominado índice de M^2 para Beta.

2.2.2.1 Principales Índices de Desempeño Financiero

- **Índice Alfa de Jensen.** - Considera que todos los activos o portafolios se encuentran sobre la **Línea del Mercado de Títulos**, ex -post (SML), en un estado de equilibrio, y esa línea característica de un portafolio se define por:

$$r_{p_t} - r_{lt} = \alpha_p + \beta_p (r_{mt} - r_{lt}) + \varepsilon_{pt}$$

Endogenizando el Coeficiente α_p

$$\alpha_p = r_{p_t} - r_{lt} - \beta_p (r_{mt} - r_{lt}) - \varepsilon_{pt}$$

Donde:

- α_p = Coeficiente alfa del portafolio (es el índice alfa)
- rp_t = Retorno del portafolio p en el período t
- rmt = Retorno de portafolio de mercado títulos y valores en el período
- rlt = Tasa de interés de libre riesgo en el período t
- β_p = Coeficiente de riesgo sistemático del portafolio p
- ε_{pt} = Error aleatorio (riesgo diversificable del portafolio)

Según **Castillo P. y Lama R. (2011)**, sostiene, que “El indicador de alfa de Jansen, mide la existencia de un rendimiento extraordinario, superior o inferior al predicho por el modelo C.A.P.M. tradicional. El rendimiento requerido para una acción de acuerdo con este modelo es el rendimiento del activo sin riesgo más una prima por riesgo proporcional al nivel de riesgo sistemático de la acción.

Respecto al valor concreto del parámetro, consideran estos autores, que permite evaluar la existencia de selectividad en un portafolio. Es si refleja valores positivos reflejaría una selectividad positiva, lo cual implica, ex-ante, una habilidad de los gestores de portafolio para encontrar e incorporar en su cartera valores subvaluados” (**Evaluación de Portafolio de inversionistas institucionales, fondos mutuos y fondo de pensiones, pág.13**)

- **Índice de Treynor.** -También se basa en la Línea de Mercado de Títulos, (SML), pero precisa definir un Benchmark, y consiste en dividir el retorno en exceso promedio por el riesgo del mercado del portafolio.

$$Tp = \frac{ar_p - ar_l}{Bp}$$

Donde:

Tp = Índice de Treynor

ar_p = Retorno promedio del portafolio “p” en el período de evaluación

ar_l = Tasa de interés promedio de libre riesgo durante el período de evaluación

β_p = Riesgo sistemático del portafolio “p” “del período de evaluación

- **Índice de Sharpe**, se define: “La pendiente de la línea que origina en la tasa de libre riesgo promedio, y que pasa por el punto correspondiente a la desviación

estándar y el retorno promedio del portafolio”, y se puede representar de la siguiente manera:

$$Sp = (ar_p - ar_l) / \sigma_p$$

Donde:

Sp = Índice de Sharpe

ar_p = Retorno promedio del portafolio en el período de evaluación

ar_l = Tasa de interés promedio de libre riesgo durante el periodo de evaluación

σ_p = Desviación estándar de los retornos del portafolio.

2.2.3 Capacidad de Sincronización ó Timing de Mercado.

El deseo permanente de todo inversionista financiero, sin duda es la adivinación sobre el comportamiento futuro y la dirección que podrían tener los mercados de financiero y de valores, que lógicamente, intentan prevenir sus propias consecuencias financieras para lograr sus objetivos de éxito inversor, mediante las distintas estrategias calculadas y previamente diseñadas antes de participar en los mercados financieros.

Una de estas estrategias de inversión es el denominado Timing de Mercado (market timing), que se utiliza con la finalidad de tomar decisiones de compra-venta de activos financieros, intentando adelantarse a los futuros movimientos de precios del mercado. Esta forma de pronóstico inversor futuro está basada en una perspectiva de las condiciones económicas y particularmente del comportamiento del mercado financiero.

Muchos autores, sostienen que las medidas tradicionales de evaluación del performance o desempeño financiero consideran no emplean información relevante acerca del entorno de la economía para predecir las rentabilidades, sino que se basan en información histórica de las rentabilidades medias, nominales, reales, mas no así rentabilidades ajustados por riesgo, y particularmente este es el caso de los fondos de pensiones, en el Perú y otros países de América Latina. Y como lo sostienen para un caso de estudios de fondos de inversión españoles:

“Que, se confunden la variación en el tiempo de la rentabilidad y el riesgo con cambios en el desempeño medio. Así, en muchas ocasiones un incremento en la prima de riesgo

es interpretado, por estas medidas, como el reflejo de una capacidad de sincronización con el mercado o de selección de valores por parte del gestor. Pero el mundo real es dinámico y la exposición al riesgo es, con gran probabilidad, variable en el tiempo y dependiente de las condiciones económicas.

No obstante, el empleo de instrumentos relativos a la información económica permite considerar la variación en el tiempo de estos parámetros y, por tanto, controlar esa variación causada por la información pública. En realidad, una medida del desempeño condicional desecha la parte del desempeño del gestor que surge del manejo de información pública por parte de este, centrándose exclusivamente, por tanto, en la parte del desempeño del gestor que ha surgido del manejo de información superior por parte de este, midiendo, de este modo, el valor realmente añadido por el gestor en sus labores de gestión.” **Ferruz, L y Vargas, M (2007, págs: 663-668)**

De esta manera, estos autores nos explican, que una medida del desempeño condicional realiza una evaluación del desempeño o performance del gestor, que en estos casos serían los administradores de fondos de pensiones, teniendo en cuenta la información que estaba disponible en el mercado para los inversionistas en el momento en que las rentabilidades fueron generadas.

Lo anterior implica entonces, que los administradores de las AFPs deben tener en consideración que las rentabilidades y el riesgo son variables en el tiempo están función de los cambios en la información pública.

Entonces, para establecer la relación existente entre la rentabilidad real ajustada por riesgo y la capacidad de sincronización de mercado en el sistema privado de pensiones, vamos a contemplar los trabajos abordados por: modelos tradicionales de Treynor y Mazuy (1966), luego revisaremos el modelo no lineal de Merton y Henrikson (1981) y exploraremos las versiones condicionales de los mismos propuestas por Ferson y Schadt (1996)

2.2.3.1 Método de Treynor – Mazuy (1966)

Respeto a la precisión o definición de timing de mercado, precisa lo siguiente: “Es la habilidad de sincronización en el mercado financiero, que consiste en anticipar los

cambios en dichas tendencias a través de un ajuste de las betas de sus portafolios, para lo cual se utilizará el método aportado por Treynor y Mazuy (1966)”.

Otros autores como **Zurita, S. y Jara, C. (1999)** plantean que un administrador de fondos de inversión o pensiones puede ser hábil en anticipar los movimientos futuros del mercado, y ajustar su portafolio para tener un beta alto, durante las alzas del mercado y uno bajo durante bajas en el mercado. El problema es que, si el administrador es un “timer activo”, las medidas anteriores de desempeño financiero estarán sesgadas, puesto que el riesgo por el que se ajustan no es estable en el período de evaluación.

Para resolver el problema del timing de mercado, los mismos autores antes citados plantean también lo siguiente, “para que la decisión no sea sesgada por medidas anteriores, según **Treynor y Mazuy (1966)**, y **Admati, Bhattacharya, Pfleiderer y Ross (1966)**, proponen el método de regresión cuadrática, que consiste en ajustar una curva cuadrática en vez de una línea recta” El modelo quedaría formulado de la forma siguiente:

$$r_{pt} - r_{lt} = \alpha + \beta_p (r_{mt} - r_{lt}) + \theta (r_{mt} - r_{lt})^2 + \varepsilon_t$$

Dónde:

($r_{pt} - r_{lt}$) = Es el exceso de rentabilidad de la cartera “p” para el período (prima de riesgo de la cartera)

($r_{mt} - r_{lt}$) = Exceso de rentabilidad de mercado

β_p = Coeficiente beta de la cartera “p”

θ = Mide la habilidad de timing de la cartera “p”

ε_t = Error aleatorio

Si, $\theta > 0$ hace que la pendiente de la curva del mercado de títulos (SML) sea más empinada, lo que indicaría una buena sincronización de la cartera con los cambios de rentabilidad del mercado, y por ende una buena política de selección de activos en el portafolio.

Respecto a los parámetros o componentes del modelo, **Becerra. J (2014)**, plantea lo siguiente:

- i) Un componente unido a la capacidad del gerente a escoger los títulos que presentan la mejor combinación del retorno y el riesgo o capacidad de selectividad, identificada por el coeficiente alfa “ α ”
- ii) Un componente unido a la habilidad de prever y aprovechar los movimientos del

mercado, o la capacidad de tomarle el pulso al mercado aprovechando pronósticos de alzas y bajas, identificado por “ θ ”.

iii) Un coeficiente “ α ” > 0 , indicaría una política adecuada de selección de activos, es un indicativo de desempeño superior atribuible selectividad (habilidad para detectar activos incorrectamentepreciados).

2.2.3.2 Timing de Mercado, Según Método de Hendrikson y Merton (1981)

Resumiendo, a lo planteado por **Zurita, S. y Jara, C. (1999)** respecto a los trabajos de Treynor y Mazuy, y los trabajos de Timing de mercado de **Hendrikson y Merton (1981)**, quiénes sugieren un procedimiento alternativo consistente en realizar dos regresiones lineales, una para periodos cuando los activos riesgosos tuvieron mejor retorno que los de libre riesgo, es decir mercados estén en alza ($r_{mt} > r_{lt}$), y otra cuando no tuvieron buen desempeño, es decir mercados estén a la baja ($r_{mt} < r_{lt}$); Un “timer” exitoso elegirá un beta alto durante los mercados en alza y uno bajo en mercados en baja. La regresión por estimar sería la siguiente:

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta p (r_{mt} - r_{lt}) + c * D (r_{mt} - r_{lt}) + \varepsilon t$$

Dónde:

Dt = variable Muda o Dummy, (artificial) que vale cero en cualquier período t en que $r_{mt} > r_{lt}$, y vale -1 en cualquier período t en que $r_{mt} < r_{lt}$.

c = expresaría el” timing de mercado”

2.2.3.3 Modelo de Ferson y Schadt (1996)

Este modelo es citado por **Ferruz. L y Vargas, M (2007)**, Proponen una versión condicional del modelo en el que el gestor intenta predecir $u_{m,t+1} = r_{m,t+1} - E(r_{m,t+1} | Z_t)$ En el caso de una predicción de mercado alcista, la β condicional de la cartera sería: $\beta_{up}(Z_t) = b_{up} + B'_{up} Z_t$. Y si la predicción es de mercado bajista, entonces la β condicional de la cartera quedaría de la siguiente forma: $\beta_{down}(Z_t) = b_{down} + B'_{down} Z_t$.

Partiendo de estas hipótesis, la versión condicional del modelo de Merton y Henrikson presentaría la siguiente forma:

$$r_{p,t+1} = \alpha_p + b_{down}r_{m,t+1} + B'_{down}[Z_t r_{m,t+1}] + \gamma_{hmc}[r_{m,t+1}]^+ + \Delta[Z_t r_{m,t+1}]^+ + u_{p,t+1}$$

De forma tal que

$$[r_{m,t+1}]^+ = [r_{m,t+1}] * I[\{r_{m,t+1} - E[r_{m,t+1} | Z_t]\} > 0]$$

$$\gamma_{hmc} = b_{up} - b_{down}$$

$$\Delta = B_{up} - B_{down}$$

I es la función binaria e indica una predicción positiva de la rentabilidad del mercado. La capacidad de sincronización positiva se reflejaría por medio de un valor positivo de $\gamma_{hmc} + \Delta z_t$.

2.2.3.4 Modelo de Christopherson, Ferson y Glassman (1998)

Este modelo es también citado por **Ferruz, L y Vargas, M (2007)**, y es construido a partir del modelo de Ferson y Schadt (1996):

$$r_{p,t+1} = \alpha_p + \beta_{1p}r_{m,t+1} + \beta'_{2p}[Z_t r_{m,t+1}] + \varepsilon_{p,t+1}$$

En el que se tiene:

$$\beta_{pm}(Z_t) = b_{0p} + \beta'_{p}z_t$$

(La β de la cartera es una función de Z_t) y $z_t = Z_t - E(Z_t)$, en que Z_t es un vector de instrumentos representativos de la información disponible en t .

En el modelo de Christopherson et al sí un gestor emplea más información que Z_t entonces el desempeño "ab normal" esperado se convierte en una función de Z_t . El α condicional variable en el tiempo se representaría de la siguiente manera:

$$\alpha_p(Z_t) = \alpha_{0p} + A'_p z_t$$

Así, estos autores modifican la ecuación (1), para incluir el α condicional variable en el tiempo:

$$r_{p,t+1} = \alpha_{0p} + A'_p z_t + b_{0p}r_{m,t+1} + B'_p[Z_t r_{m,t+1}] + u_{p,t+1}$$

Por tanto, el modelo de Christopherson et al (1998), no sólo incorpora el carácter dinámico del parámetro β como hace el modelo de Ferson y Schadt (1996), sino también el del parámetro α .

2.3 Conceptual

Una aceptación generalizada, que, uno de los grandes desafíos de los sistemas privados de pensiones aplicados en Latinoamérica, sin lugar a duda lo constituye la obtención de niveles de rentabilidad adecuada de los fondos de pensiones que administran las AFP, minimizando los riesgos inherentes a las inversiones. En la medida que la rentabilidad es generada producto de las inversiones realizada y pertenece exclusivamente a los afiliados, en tal sentido una rentabilidad satisfactoria es la única senda que puede conducir al régimen privado hacia un mayor bienestar futuro de sus afiliados.

Pero resulta que la rentabilidad per se es una medida incompleta del desempeño de las administradoras de fondos de pensiones, ya que ignora el riesgo asumido finalmente por el afiliado en las inversiones de sus fondos que estas realizan, generando dudas sobre la maximización de la rentabilidad.

En este sentido, según **Laporta, S y Rivero Marco (2006)**, señalan que si bien la rentabilidad ajustada por riesgo ha sido objeto de análisis en las últimas décadas en los mercados desarrollados, existen en la literatura financiera varias metodologías para medir el retorno ajustado por riesgo, pero no hay un consenso en cuál es la mejor alternativa.

De otro lado, para justificar la necesidad de medir los retornos ajustados por riesgo de los fondos de las AFP que administran, estos mismos autores sostienen también lo siguiente: “La comparación entre retornos sin incorporar el riesgo es adecuada solamente si se supone que los afiliados son neutrales al riesgo, lo cual no constituye un supuesto muy realista. Si los mismos son adversos al riesgo esta variable toma relevancia, para lo cual habría que incorporar otros momentos de la distribución de los retornos”

En nuestro país, la Superintendencia de Banca y Seguros y de Administradoras de Fondos de Pensiones, mide la rentabilidad de los fondos privados de pensiones en términos nominales y reales, pero también desde el 2007 ha introducido la metodología

de rentabilidad ajustada por riesgo (RAR), aunque con muy poca difusión entre las instituciones financieras, y lo define de la siguiente manera.

El indicador (RAR), indica el retorno que ha obtenido un fondo de pensiones por cada unidad de riesgo asumida por su portafolio de inversiones, considerando como medida de riesgo y volatilidad del valor cuota. Cuando más alto resulte el indicador de rentabilidad ajustado por riesgo significará una mejor gestión del portafolio del fondo de inversiones.

RAR = Rentabilidad nominal diaria / desviación estándar de la rentabilidad nominal diaria

Es decir, dividir el promedio simple de la rentabilidad nominal diaria durante los últimos 12 meses / desviación estándar de la rentabilidad nominal.

Existen otras metodologías para medir la rentabilidad ajustada por riesgo y la performance de los administradores de fondos de inversión y de pensiones, como: i) Coeficiente de Treynor, ii) Coeficiente de Sharpe y iii) Coeficiente de Jansen, pero estos coeficientes tienen limitaciones, tal como lo plantean, **Zurita, S y Jara, C (1999)**, quienes sostienen que a pesar que estos indicadores nos permite detectar el desempeño atribuible a selectividad, esto es habilidad para detectar activos incorrectamente valorados en el mercado, sostiene lo siguiente: Un administrador también puede ser hábil en anticipar los movimientos futuros del mercado(timing de mercado) y ajustar su portafolio para tomar un beta alto durante las alzas de mercado y uno bajo durante las bajas del mercado, y en este sentido consideran la propuesta ya planteada de otros autores como: **Método de Treynor ,y Mazury, (1966), y Admati, Bhattacharya, Pflidere y Roos (1986)**, que consiste en el método de regresión cuadrática , que consiste en ajustar una curva característica en vez de línea recta.

El modelo propuesto es el siguiente:

$$r_{pt}-r_{lt} = a +b (r_{mt} - r_{lt}) + c (r_{mt} - r_{lt})^2 + E_{pt}$$

Donde: a = Indica el coeficiente atribuible a selectividad (habilidad para detectar activos incorrectamente valorados)

b = Beta del Portafolio, es la medida de volatilidad de los retornos de un activo o una cartera en relación con los retornos del mercado

c = Indica la existencia de timing de mercado: si $>$ o timer exitoso

Si $c < 0$ timer no exitoso

E_{pt} = error aleatorio.

2.4 Definiciones de Términos básicos

- **Activo de libre riesgo (rl):** Activo o valor que ofrece una tasa de rendimiento perfectamente predecible en términos de la unidad de cuenta seleccionada para el análisis y la duración del horizonte de decisión del inversionista.
- **Cartera eficiente:** Cartera que ofrece al inversionista la tasa de rendimiento esperada más alta posible a un nivel especificado de riesgo.
- **Frontera eficiente:** Conjunto de carteras de activos riesgosos que ofrecen la tasa de rendimiento esperada más alta para cualquier desviación estándar.
- **Modelo de valuación de activos del capital (CAPM):** según **García, F. W (2005)**
Es un modelo de equilibrio basada en la teoría de la selección de cartera. El CAPM se desarrolló a principios de la década del 60. Se derivó del siguiente cuestionamiento ¿Qué primas de riesgo de valores estarían en equilibrio si la gente tuviera el mismo conjunto de pronósticos de rendimientos y riesgos esperados, y todos escogieran sus carteras de manera óptima de acuerdo con los principios de diversificación eficiente?
- **Línea de mercado de capitales (LMC):** Según el CAPM, en equilibrio (LMC), es la Línea que representa las mejores combinaciones de riesgo – rendimiento disponible para todo inversionista.

Fórmula:

$$E(r) = rf + \frac{E(r_M) - rf}{\sigma_M} * \sigma$$

Por tanto, la pendiente de la LMC es la prima de riesgo de la gestión de mercado dividida entre su desviación estándar:

$$\text{Pendiente LMC} = \frac{E(r_M) - rf}{\sigma_M}$$

- **Línea de mercado de títulos (SML):** De acuerdo con el modelo de CAPM, en equilibrio, la prima de riesgo de cualquier activo es igual a su beta multiplicada por la prima de riesgo de la cartera de mercado. Su ecuación de la SML es:

$$E(r) = rf + \beta_1[E(r_M - r_f)]$$

Su pendiente de la SML es la prima de riesgo de la cartera de mercado.

$$E(r_M - r_f)$$

- **Riesgo,** Se define riesgo, como la posibilidad de recibir un retorno sobre la inversión diferente del esperado. El riesgo es una mezcla de peligro y oportunidad; es decir, la elección que todo inversionista ó empresa debe hacer entre la mayor recompensa (retorno) que viene con la oportunidad y el mayor riesgo que se tiene que soportar como consecuencia del peligro. En términos financieros el riesgo es el peligro y la oportunidad del retorno esperado.
- **Varianza:** Es una medida estadística habitual de la variabilidad. La varianza de la rentabilidad del mercado es el valor esperado del cuadrado de las desviaciones con respecto a la rentabilidad esperado, es decir:

$$\text{Variable } (\bar{r}_m) = \text{Valor esperado de } (\bar{r}_m - r_m)^2$$

Donde:

\bar{r}_m = rentabilidad actual

r_m = rentabilidad esperada

Cuando se estima la varianza de una muestra de rentabilidades observadas se suman las desviaciones el cuadrado y se divide en (N-1), donde N es el número de observaciones:

$$\text{Varianza}(\bar{r}_m) = \frac{1}{N-1} \sum_{l=1}^N (\bar{r}_m - r_m)^2$$

Se divide entre (N -1) en lugar de N para corregir lo que se conoce como pérdida de un grado de libertad.

- **Riesgo sistemático (beta):** Es la medida de volatilidad de los retornos de un activo o una cartera en relación con los retornos del mercado. El riesgo sistemático de un activo o valor es igual a “β” multiplicado por la desviación estándar del rendimiento del mercado.

$$\text{Riesgo Sistemático de un Activo} = \beta \sigma_m$$

El riesgo sistemático de una cartera o portafolio es igual al factor βp para la cartera multiplicado por el riesgo del índice de mercado.

$$\text{Riesgo Sistemático de la cartera} = \beta_p \sigma_m$$

Donde:

$$\beta p = x_1 \beta_1 + x_2 \beta_2 + \dots + x_n \beta_n$$

$$\beta p = \sum_{i=1}^n x_i \beta_i$$

Donde:

x_i = proporción del valor de mercado de la cartera, representado por el σ_m

n = número de valores o activos.

- **Desviación estándar(σ_M)** Es la medida más usada para medir la variabilidad del rendimiento de un título o un portafolio con respecto a su rentabilidad media. La desviación estándar se puede definir como la raíz cuadrada de la varianza. Comúnmente se puede denotar como σ_M.

$$\text{Desviación típica de } \bar{r}_m = \sqrt{\text{varianza } \bar{r}_m}$$

- **Modelo de teoría de arbitraje de precio (APT):** Teoría que considera, que el rendimiento esperado de un valor se ve influenciado por una variedad de factores más que, por el movimiento en el valor de la totalidad del mercado de valores.
- **Rendimiento esperado E(rp):** Tendencia central o valor medio de una distribución de probabilidad de rendimientos.

$$E(rp) = P_1r_1 + P_2r_2 + \dots P_n r_n$$

$$E(rp) = \sum_{j=1}^n P_j r_j$$

Donde :

P_j = Probabilidades Asociadas

r_j = rendimientos posibles

n = número de posibles resultados

- **Riesgo no sistemático:** Es el riesgo no sistémico, también es conocido como riesgo diversificable y se logra cuando se tiene un portafolio de gran tamaño, y es igual a la desviación estándar del factor de rendimiento residual “ E_t ” o O_t
- **Desempeño financiero:** Son indicadores o medidas métricas financieras, utilizadas para cuantificar objetivos que reflejan el rendimiento de una organización o calidad de gestión en la administración de fondos de inversión y/o de pensiones. La valoración del rendimiento de los activos debe ser necesariamente ajustado por riesgo para poder medir el desempeño de un administrador, pero no existe una única medida de desempeño o performance financiero.
- **Índice de Jensen:** Es una medida de desempeño financiero, y se basa en la Línea de Mercado de Títulos (SML), es denominado por la letra (α) alfa. Es decir, es el coeficiente que mide el desempeño financiero de los administradores de fondos de pensiones, corrigiendo los retornos por el riesgo de mercado.
- **Timing de mercado.** - Es la capacidad o habilidad de sincronización en el mercado financiero, para anticipar los cambios de la tendencia, a través de los ajustes de los coeficientes betas del portafolio, es decir se considera a la habilidad de un administrador financiero, para anticipar los movimientos futuros del mercado, y ajustar su portafolio para tener un beta y alfa altos durante las alzas del mercado, uno bajo durante bajas del mercado.

CAPÍTULO III: HIPÓTESIS Y VARIABLES

3.1 Hipótesis

3.1.1 Hipótesis General

Existe una relación directa entre la capacidad de sincronización de mercado financiero y la tasa de rentabilidad real de los fondos privados de pensiones, durante: 2010-2017

3.1.2 Hipótesis Específicas

1. Existe una relación inversa entre la tasa de interés de libre riesgo (r_{lt}) y la tasa de rentabilidad real ajustada por riesgo de los fondos privados de pensiones, durante: 2010-2017
2. Existe una relación directa entre el exceso de rentabilidad del mercado de títulos valores ($r_{mt}-r_{lt}$) y la tasa de rentabilidad real ajustada por riesgo de los fondos privados de pensiones, durante: 2010-2017.
3. Existe una relación directa entre la existencia de timing de mercado y el diferencial de la rentabilidad real ajustada por riesgo ($r_{pt}-r_{lt}$), de los fondos privados de pensiones, durante: 2010-2017.

3.2 Definición conceptual de variables

3.2.1 Variable Independiente (X): Capacidad de Sincronización de Mercado.

La estrategia de gestión activa denominada Market Timing (Timing de Mercado), consiste en anticipar los cambios en la tendencia a través de un ajuste de los coeficientes betas de sus portafolios, es decir lograr una adecuada sincronización entre los movimientos de mercado y la restructuración de las carteras, véase en. **Becerra, J (2014)**

3.2.2 Variable Dependiente (Y): Rentabilidad real

El rendimiento o rentabilidad se entiende como la comparación por el riesgo asumido, de manera que a mayor riesgo la compensación será mayor, lo que nos lleva a verificar que debe existir una relación rendimiento-riesgo que, en cierta manera, debe ser fijado por el mercado de la misma forma que se establece los precios de los bienes físicos **Diez de Castro, L. y López, J (2001)**

3.2.3 Exceso de rentabilidad de la cartera "p" para el periodo= (rpt-rlt)

De acuerdo con lo aportado por el modelo de **Treynor y Mazury (1966)**, el modelo de regresión cuadrática permite estimar la selectividad de la cartera del portafolio y la habilidad de timing de mercado, en ese sentido considera al exceso de rentabilidad de la cartera "p", ajustada por la tasa de libre riesgo.

Donde:

rpt = La tasa de rentabilidad de la cartera "p", en este caso vendría a ser los fondos privados de pensiones.

rlt= La Tasa de interés de libre riesgo del mercado.

3.2.4 Exceso de rentabilidad del mercado: (rmt-rlt)

Donde:

rmt = Tasa de rentabilidad del mercado de títulos valores

rlt = La Tasa de interés de libre riesgo del mercado

3.2.5 Coeficiente beta (β_1) de la cartera "p", Que expresa la capacidad de selección de un gestor para determinar carteras de activos que en el mercado están subvaluando o sobre valorando por problemas de información insuficiente o incorrecta.

3.2.6 Coeficiente beta (β_2) de la cartera “p”.- Mide la habilidad de Timing de mercado de la cartera “p”. Si β_2 es > 0 ”, y hace que la pendiente de la Línea de Mercados de Títulos Valores (SML) sea más inclinada, lo que indicaría una buena sincronización de la cartera con los cambios de rentabilidad del mercado de valores, y por ende una buena política de selección de activos de activos en el portafolio.

3.3 Operacionalización de las Variables

Tabla 1

Variables	Definición Nominal	Dimensiones	Indicadores	Ítems
X= Capacidad de sincronización del mercado (variable independiente)	La estrategia de gestión activa denominada Market Timing (Timing de Mercado), consiste en anticipar los cambios en la tendencia a través de un ajuste de las betas de sus portafolios, es decir lograr una adecuada sincronización entre los movimientos de mercado y la restructuración de las carteras, según Becerra, J (2014)	Timing de Mercado = \emptyset	$\emptyset > 1$ timer positivo $\emptyset < 1$ timer negativo	1
		Exceso de rentabilidad del mercado = $r_{mt} - r_{lt}$	R_{mt} = tasa de rentabilidad de mercado de títulos	2
		Exceso de rentabilidad del mercado elevado al cuadrado = $(r_{mt} - r_{lt})^2$	R_{lt} = tasa de rentabilidad de libre riesgo	3
Y=Rentabilidad real de las AFP	El rendimiento o rentabilidad se entiende como la comparación por		R_{pt} = tasa de rentabilidad real de las AFPs	4

<p>(Variable Dependiente)</p>	<p>el riesgo asumido, de manera que a mayor riesgo la compensación será mayor, lo que nos lleva a verificar que debe existir una relación rendimiento-riesgo que, en cierta manera, debe ser fijado por el mercado de la misma forma que se establece los precios de los bienes físicos Diez de Castro, L. y López, J (2001)</p>	<p>Rentabilidad real Ajustada por riesgo de la AFPs = $r_{pt} - r_{lt}$</p>	<p>Rpt = tasa de rentabilidad de libre riesgo</p>	<p>5</p>

CAPÍTULO IV: DISEÑO METODOLÓGICO

El diseño de la investigación de acuerdo con lo planteado por Kerlinger Fred (1994), considera que es el plan y la estructura de investigación concebidos de manera que se puedan obtener respuestas a las preguntas de investigación. El plan incluye el esbozo de lo el investigador hará plantear las hipótesis y sus implicancias operacionales para el análisis final de los datos.

En tal sentido, nuestra investigación está diseñada, para comparar a través de la evidencia y utilizando modelos econométricos

, como se relacionan la tasa de rentabilidad real ajustada por riesgo y capacidad de sincronización del mercado, en el sistema privado de pensiones en el Perú.

4.1 Tipo y diseño de la investigación

Este proyecto estudio es una investigación de tipo no experimental, y siguiendo a lo indicado por **Kerlinger Fred (1994)** La investigación de tipo no experimental es una indagación empírica y sistemática en la cual el científico no tiene control directo sobre las variables independientes, porque son manifestaciones ya ocurridas, o porque son inherentemente no manipulables. Las inferencias acerca de las relaciones entre variables se hacen sin intervención directa, a partir de la variación concomitante de las variables dependientes e independientes.

Así mismo nuestra investigación, según el tipo de profundización es también de tipo explicativa o causal y cuantitativa, porque estudia los fenómenos a través de la recopilación de datos y usa herramientas, estadísticas e informáticas para medir las variables y sus principales relaciones entre ellas.

La información utilizada, corresponde a datos de series de tiempo mensuales que trata de averiguar, indagar y estimar, de qué manera las empresas administradoras de fondos privados de pensiones en el Perú aplican la capacidad de sincronizar el mercado financiero, es decir realizar estrategias de timing de mercado, para obtener rentabilidad ajustado por riesgo de los fondos privado de pensiones por encima de promedio del rendimiento del mercado financiero, beneficiando de esta manera a los afiliados, con mejores pensiones, en caso contrario se estaría perjudicando a los afiliados del sistemas con bajos niveles de pensiones

En resumen, es una investigación de diseño no experimental, explicativa y causal, que trabaja con datos históricos o pasados, ex post facto, que se recopilan de los anuarios y boletines estadísticos de la página web de la Superintendencia de Banca y Seguro y AFP, y otras instituciones públicas nacionales e internacionales que publican información estadística de empresas administradora de fondos de pensiones.

4.2 Método de investigación

El presente proyecto de investigación aborda un problema económico- financiero, relacionado con las finanzas corporativas. En tal sentido la ciencia económica, tiene su propio método de análisis, que es el Método Hipotético Deductivo, el cual se aplicamos en la presente investigación., además es una investigación explicativa y cuantitativa, que utiliza datos de series temporales mensuales, para un periodo comprendido entre enero del 2010 a diciembre del 2017 y que se aplicó modelos econométricos para la comprobación de las hipótesis planteadas

El método hipotético deductivo, nos permite realizar la investigación en temas económicos en cuatro pasos esenciales.

- i) Observación del fenómeno a estudiar,
- ii) Creación de hipótesis para explicar el fenómeno o hecho
- iii) Deducción como consecuencia o proposiciones elementales de la propia hipótesis.
- iv) Verificación de la verdad de los enunciados deducidos comparados con la experiencia

4.3 Población y muestra

La población de este trabajo de investigación está circunscripta a variables mensuales y relacionadas con la evolución de datos de rentabilidad del sistema privado de pensiones, y de cada AFP en forma particular, desde inicio de sus operaciones del sistema en el mes de julio del 1993 hasta diciembre del 2017, hacen un universo de 294 observaciones mensuales. En tal sentido, en la presente investigación solo se utilizó una muestra de 96 observaciones mensuales (32.6 por ciento del universo o población) para las AFPs: Integra, Prima y Profuturo, que mantienen su funcionamiento superior a 10 años. En cambio, para la AFP Horizonte solo se considera 43 observaciones (14.6 por ciento del universo o población) comprendidas entre enero del 2010 a julio de 2013, porque fue absorbida por las AFP Integra y Profuturo en 50 por ciento cada una. Mientras que la AFP

Habitad solo se considera 36 observaciones (12.2 por ciento del universo ó población) dado que recién entro en funcionamiento en enero del 2015.

Los datos utilizados en los modelos econométricos estimados fueron procesados para expresar adecuadamente las variables endógenas y exógenas de nuestra investigación a partir de los indicadores del mercado financiero peruano, como: La tasa de interés de los Certificados de Depósitos del Banco Central de Reserva del Perú (7 meses a un año) y la tasa de variación mensual del Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL), tasa de rentabilidad real del sistema privado de pensiones y tasas de rentabilidad real de cada una de las AFPs.

4.4 Lugar de estudio

El estudio se realizó para la economía peruana y en la ciudad del Callao, en la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional del Callao, Perú.

4.5 Técnicas de instrumentos de recolección de información

La información estadística que se utilizó en este proyecto de investigación son datos de serie de tiempo mensuales, correspondientes a datos históricos o pasados ipso facto que se obtuvieron de los anuarios estadísticos, boletines y memorias que se publican en las páginas web de: Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones, Banco Centra de Reserva del Perú, Ministerio de Economía y Finanzas y de las propias administradoras de fondos privados de pensiones.

Estos datos fueron seleccionados, consolidados y se elaboraron una serie de cuadros estadísticos que sirvieron de insumos para aplicarlos en los modelos econométricos.

4.6 Análisis y procedimientos de datos

La información recogida se homogeniza, es decir, todas las variables deben estar en misma moneda, el mismo periodo, y en algunos casos se transforman a tasas de crecimiento anual y promedio de periodos. De manera específica las técnicas a utilizarse son: Series estadísticas de tiempo anuales y mensuales de las principales variables del mercado financiero y del sector de las AFPs, estimación modelos de regresión lineal, fórmulas de proyección, medias estadísticas, tasas de crecimiento, gráficos, etc.

Las hipótesis específicas del proyecto de investigación se formalizan mediante ecuaciones econométricas o modelos de datos de serie de tiempo, teniendo en consideración el modelo de Alfa de Jansen, para determinar selectividad en las inversiones de las AFP y el modelo Treynor y Mazury de Regresión Cuadrática, para determinar la existencia de timing de mercado de las AFP.

Posteriormente se estiman los modelos por el método mínimo cuadrado ordinario (Método de Gaus Markov), se efectúan las pruebas econométricas necesarias, con el Software de Eviews 7,0, se valida las ecuaciones seleccionadas mediante pruebas econométricas, coeficiente de bondad de ajuste, las pruebas de autocorrelación, heteroscedasticidad y la prueba de normalidad de los residuos de las ecuaciones estimadas. Por último, se efectúa la prueba de significancia individual y global para probar cada una de las hipótesis específicas y la hipótesis general de la investigación a través de las pruebas de Student y Fischer al 5 por ciento de significación.

CAPÍTULO V: RESULTADOS

Los principales resultados a los cuales se ha arribado en el presente trabajo de investigación se muestran con las pruebas empíricas sobre la selectividad ex ante a través del coeficiente alfa de Jansen, y de otro lado la existencia de Timing de Mercado, obtenidas con modelo de Treynor-Mazuy de regresión cuadrática, aplicando regresiones econométricas para el sistema privado de pensiones y para cada AFP en forma individual durante el período de 2010-2017.

La tabla N° 02 nos muestran la formulación econométrica del modelo de Alfa de Jansen, y las distintas ecuaciones a estimarse para todo el sistema privado de pensiones, y así como para AFP en forma individual, con el objeto de hacer comparaciones. Las pruebas econométricas se realizaron utilizando el software E-Views, versión 7.0 utilizando datos de serie de tiempo mensuales para el periodo comprendido entre enero del 2010 y diciembre 2017 (96 observaciones) para las AFPs Integra, Prima y Profuturo, mientras que para la AFP Horizonte solo comprende el periodo de enero del 2010 a julio del 2013 (43 observaciones) y finalmente para AFP Hábitat solo comprende el periodo de enero del 2015 a diciembre del 2017 (36 observaciones); las razones de esta situación ya fueron expuestas en el capítulo de diseño metodológico.

Las variables utilizadas en los modelos econométricos se muestran en tasas de crecimiento y se consolidan en el cuadro N° 07, estas variables fueron elaboradas a partir de los cuadros estadísticos N° 03, 04, 05 y 06. Así mismo la data que procesa en los modelos econométricos se expone en el cuadro N° 08 y los resultados obtenidos para el alfa de Jansen como para Timing de mercado se detallan en los Anexos N°01 y 02 a través de 24 ecuaciones econométricas estimadas, 12 para existencia de selectividad a través del alfa de Jansen y 12 ecuaciones para la existencia de timing de mercado, para el sistema privado de pensiones, así como para cada AFP.

Cuadro N°03
EVOLUCIÓN DEL MERCADO BURSÁTIL: 2010-2017

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
I. PRINCIPALES ÍNDICES BURSÁTILES 1/								
(Base: 31/12/91 = 100)								
SP/BVL Perú General	23,374.6	19,473.7	20,629.4	15,753.7	14,794.3	9,848.6	15,567.0	19,974.4
SP/BVL LIMA 25	32,050.4	27,335.2	31,000.6	22,877.8	20,265.0	12,901.7	23,578.4	30,766.8
III. MONTOS NEGOCIADOS ANUALES								
(Millones de soles)								
Renta variable	16,873	19,764	18,534	13,511	13,344	7,728	10,458	22,769
Renta fija	2,142	1,824	1,417	2,619	3,093	3,411	4,923	6,478
Total	19,015	21,588	19,951	16,130	16,436	11,139	15,381	29,247
IV. CAPITALIZACIÓN BURSÁTIL								
Millones de soles								
	451,796	327,823	391,181	337,226	360,840	309,004	416,167	526,354
(Millones de US\$)								
	160,867	121,596	153,404	120,438	121,087	90,617	123,859	162,455
Porcentaje del PBI 2/								
	107.0	69.5	76.7	61.5	62.6	50.4	63.1	75.0
V. TENENCIAS DESMATERIALIZADAS 3/								
(Millones de soles)								
Renta variable	187,112	153,325	144,300	155,736	157,192	145,341	194,927	223,035
Renta fija	54,170	52,685	53,190	64,660	75,835	82,167	105,450	132,143
Total	241,282	206,010	197,490	220,396	233,027	227,508	300,377	355,179
Porcentaje del PBI 2/								
	57.2	43.7	38.7	40.2	40.4	37.1	45.5	50.6
VI. PARTICIPACIÓN DE NO RESIDENTES 4/								
(Porcentajes)								
Renta variable	45.2	41.6	45.9	42.8	39.9	34.6	35.2	37.4
Renta fija	22.4	24.1	30.6	29.9	24.0	20.9	23.7	28.3
Total	40.0	37.1	41.8	39.1	34.7	29.7	31.2	34.0

1/ A partir del 1 de mayo de 2015, entró en vigencia un acuerdo entre la Bolsa de Valores de Lima y S&P Dow Jones Índices para el cálculo, comercialización, licenciamiento y distribución de nuevos índices. Estos incluyen el SP/BVL Perú General y el SP/BVL Perú 25, que sustituyen a los antiguos índices general y selectivo, e incluyen también nuevos índices sectoriales.

2/ Preliminar los últimos 3 años.

3/ Corresponde a las tenencias desmaterializadas registradas en CAVALI.

4/ Con respecto a los valores registrados en CAVALI.

Fuente: Bolsa de Valores de Lima, CAVALI S.A. ICLV.

Elaboración: Gerencia Central de Estudios Económicos, BCRP

Cuadro N° 04
RENTABILIDAD REAL MENSUAL DE LAS AFP: 2010-2017
(Medida en los últimos 12 meses)
(En Porcentajes %)

Periodo	HABITAD*1	HORIZONTE *2	INTEGRA	PRIMA	PROFUTURO	SISTEMA
ene-2010	n.d	30.76	29.51	29.93	30.98	30.16
feb-2010	n.d	26.34	25.07	26.98	26.76	26.19
mar-2010	n.d	27.88	27.56	30.15	28.73	28.58
abr-2010	n.d	22.90	21.78	25.90	23.59	23.52
may-2010	n.d	14.38	14.19	18.08	15.74	15.59
jun-2010	n.d	9.83	10.85	14.10	11.92	11.70
jul-2010	n.d	10.95	11.40	14.37	13.08	12.40
ago-2010	n.d	10.89	11.62	13.59	12.86	12.19
sep-2010	n.d	10.03	10.88	13.12	12.07	11.50
oct-2010	n.d	12.53	12.95	15.80	14.91	13.97
nov-2010	n.d	13.75	13.45	17.00	16.07	14.96
dic-2010	n.d	14.68	14.08	18.64	17.10	16.03
ene-2011	n.d	13.20	13.30	16.80	15.40	14.60
feb-2011	n.d	16.90	16.30	19.40	18.60	17.70
mar-2011	n.d	12.00	10.70	13.70	13.30	12.30
abr-2011	n.d	4.80	4.40	6.80	6.10	5.40
may-2011	n.d	8.50	8.50	10.90	10.20	9.50
jun-2011	n.d	6.60	6.50	8.70	8.70	7.50
jul-2011	n.d	5.90	6.80	8.00	8.40	7.20
ago-2011	n.d	0.90	2.40	3.50	3.30	2.50
sep-2011	n.d	-3.00	-1.90	-0.70	-0.80	-1.70
oct-2011	n.d	-11.00	-9.80	-8.90	-8.70	-9.60
nov-2011	n.d	-11.00	-9.80	-9.20	-8.90	-9.80
dic-2011	n.d	-12.10	-11.10	-11.30	-10.20	-11.30
ene-2012	n.d	-8.30	-7.30	-7.70	-6.40	-7.50
feb-2012	n.d	-4.10	-2.80	-3.20	-2.10	-3.20
mar-2012	n.d	-2.10	-1.10	-0.90	-0.10	-1.10
abr-2012	n.d	0.90	1.90	1.90	2.90	1.80
may-2012	n.d	-2.00	-1.30	-1.30	-0.10	-1.30
jun-2012	n.d	0.20	0.60	0.70	1.80	0.70
jul-2012	n.d	0.10	0.40	0.90	1.30	0.60
ago-2012	n.d	1.20	0.80	1.80	2.30	1.40
sep-2012	n.d	3.50	3.30	4.50	4.40	3.90
oct-2012	n.d	7.70	7.40	8.50	7.78	7.90
nov-2012	n.d	6.90	6.40	7.30	6.80	6.80
dic-2012	n.d	9.00	8.50	9.50	8.40	8.90
ene-13	n.d	9.27	8.05	8.75	7.83	8.48
feb-13	n.d	5.82	4.72	5.55	4.99	5.27
mar-13	n.d	4.82	4.00	4.31	4.21	4.33
abr-13	n.d	4.25	3.36	3.02	3.36	3.50
may-13	n.d	7.12	5.90	4.62	5.76	5.85
jun-13	n.d	3.36	2.26	0.42	1.99	2.01
jul-13	n.d	1.80	0.46	-1.73	0.61	0.28
ago-13	n.d	n.a	0.95	-1.57	0.83	0.07
sep-13	n.d	n.a	-0.96	-3.50	-0.91	-1.79
oct-13	n.d	n.a	-1.24	-3.61	-1.32	-2.06
nov-13	n.d	n.a	-0.43	-3.00	-0.16	-1.20
dic-13	n.d	n.a	-1.93	-4.43	-1.41	-2.59
ene-14	n.d	n.a	-3.70	-5.79	-3.21	-4.23
feb-14	n.d	n.a	-6.18	-8.18	-5.65	-6.67
mar-14	n.d	n.a	-5.23	-7.19	-4.85	-5.76

abr-14	n.d	n.a	-4.43	-5.91	-4.56	-4.97
may-14	n.d	n.a	-3.26	-4.11	-3.73	-3.70
jun-14	n.d	n.a	1.87	1.69	1.73	1.77
jul-14	n.d	n.a	3.64	4.01	3.18	3.61
ago-14	n.d	n.a	4.10	4.86	3.70	4.22
sep-14	n.d	n.a	5.46	6.38	4.90	5.58
oct-14	n.d	n.a	2.69	3.50	2.75	2.98
nov-14	n.d	n.a	3.66	4.44	3.47	3.86
dic-14	n.d	n.a	4.24	4.94	4.08	4.42
ene-15	5.55	n.a	3.46	3.68	3.30	3.48
feb-15	10.60	n.a	7.90	7.97	7.79	7.89
mar-15	9.48	n.a	6.71	6.47	6.95	6.71
abr-15	10.55	n.a	7.76	7.57	8.71	8.01
may-15	9.11	n.a	6.56	6.22	8.04	6.94
jun-15	6.92	n.a	4.58	3.92	5.88	4.79
jul-15	5.42	n.a	3.31	2.55	4.67	3.51
ago-15	3.65	n.a	1.15	0.13	2.90	1.40
sep-15	-1.34	n.a	-4.14	-4.92	-2.50	-3.85
oct-15	2.09	n.a	-0.39	-1.09	0.80	-0.23
nov-15	3.64	n.a	0.84	-0.18	2.11	0.92
dic-15	2.91	n.a	0.09	-0.87	1.27	0.16
ene-16	-0.18	n.a	-2.87	-3.82	-1.76	-2.82
feb-16	-2.53	n.a	-4.51	-5.78	-3.96	-4.75
mar-16	-0.31	n.a	-2.02	-2.39	-2.02	-2.14
abr-16	-0.91	n.a	-2.51	-2.83	-2.56	-2.63
may-16	0.55	n.a	-0.92	-1.12	-1.48	-1.17
jun-16	1.46	n.a	-0.52	-0.52	-1.22	-0.75
jul-16	4.33	n.a	1.99	1.87	1.06	1.64
ago-16	8.67	n.a	6.26	6.31	5.11	5.89
sep-16	14.04	n.a	11.83	11.72	10.58	11.37
oct-16	11.97	n.a	9.64	9.56	8.70	9.30
nov-16	6.96	n.a	5.01	5.31	4.12	4.81
dic-16	7.71	n.a	6.24	6.17	5.23	5.88
ene-17	10.72	n.a	9.39	9.54	8.24	9.06
feb-17	9.64	n.a	8.20	8.53	7.01	7.91
mar-17	7.21	n.a	5.65	5.00	4.49	5.05
abr-17	5.86	n.a	4.91	4.36	3.95	4.41
may-17	7.06	n.a	5.87	5.29	5.32	5.49
jun-17	7.89	n.a	6.74	6.47	6.46	6.56
jul-17	6.20	n.a	5.36	5.35	5.20	5.31
ago-17	4.42	n.a	3.74	3.61	3.49	3.61
sep-17	5.42	n.a	4.65	4.38	4.33	4.45
oct-17	8.01	n.a	7.03	6.69	6.47	6.73
nov-17	9.80	n.a	9.03	8.18	7.87	8.36
dic-17	9.52	n.a	8.60	8.07	7.33	8.00

v

Fuente: Superintendencia de Banca y Seguro y AFP- Boletines mensuales

Elaborado a partir de información de pág. Web de la Superintendencia de Banca y Seguros y AFPs.

Nota:

*1 = AFP HABITAD, comenzó a operar, desde enero del 2015

*2 = AFP Horizonte dejó de operar desde julio del 2013, y fue absorbido en 50% por AFP Integra y 50% por AFP Profuturo

n.d= información no disponible

Cuadro N° 05
Tasa de Interés de los Certificados de Depósitos del BCRP,
(plazo de 7 meses a un año)

	Tasa Mínima	Tasa Promedio	Tasa Máxima	
Ene10	n.d	n.d	n.d	1.31
Feb10	n.d.	n.d.	n.d.	1.50
Mar10	n.d.	n.d.	n.d.	1.50
Abr10	n.d.	n.d.	n.d.	1.40
May10	n.d.	n.d.	n.d.	1.40
Jun10	n.d.	n.d.	n.d.	1.60
Jul10	n.d.	n.d.	n.d.	1.90
Ago10	n.d	n.d	n.d	3.90
Sep10	n.d.	n.d.	n.d.	2.90
Oct10	n.d.	n.d.	n.d.	3.00
Nov10	n.d.	n.d.	n.d.	3.10
Dic10	n.d.	n.d.	n.d.	3.00
Ene11	3.85	3.94	4.00	
Feb11	4.00	4.26	4.35	
Mar11	4.25	4.43	4.93	
Abr11	4.95	5.05	5.20	
May11	5.10	5.18	5.23	
Jun11	4.43	4.68	4.97	
Jul11	4.62	4.83	4.99	
Ago11	4.30	4.48	4.65	
Sep11	4.14	4.21	4.27	
Oct11	4.10	4.15	4.19	
Nov11	4.00	4.08	4.15	
Dic11	3.94	4.10	4.25	
Ene12	4.16	4.19	4.25	
Feb12	3.97	4.05	4.20	
Mar12	3.97	4.07	4.27	
Abr12	4.10	4.20	4.25	
May12	4.17	4.20	4.24	
Jun12	4.10	4.19	4.22	
Jul12	3.94	4.00	4.13	
Ago12	3.91	4.04	4.12	
Sep12	3.85	3.99	4.22	
Oct12	3.85	3.92	4.05	
Nov12	3.80	3.98	4.05	
Dic12	3.84	3.92	4.00	
Ene13	3.76	3.83	3.93	
Feb13	3.67	3.74	3.80	
Mar13	3.70	3.87	4.00	
Abr13	3.65	3.75	3.89	
May13	3.69	3.84	4.00	
Jun13	3.90	4.08	4.34	
Jul13	4.14	4.22	4.35	
Ago13	3.89	4.02	4.25	
Sep13	3.96	4.01	4.06	
Oct13	3.81	3.90	4.00	
Nov13	3.60	3.67	3.88	
Dic13	3.55	3.64	3.75	
Ene14	3.66	3.79	3.90	
Feb14	3.82	3.87	3.90	
Mar14	3.53	3.66	3.77	

Abr14	3.46	3.71	3.86
May14	3.58	3.81	4.00
Jun14	3.68	3.82	3.95
Jul14	3.30	3.55	4.00
Ago14	3.37	3.56	3.70
Sep14	3.45	3.56	3.72
Oct14	3.25	3.51	3.86
Nov14	3.00	3.49	3.75
Dic14	3.30	3.43	3.75
Ene15	3.30	3.47	3.60
Feb15	3.11	3.20	3.31
Mar15	3.25	3.31	3.39
Abr15	2.91	3.24	3.59
May15	2.85	3.19	3.25
Jun15	3.16	3.28	3.80
Jul15	2.73	3.55	3.72
Ago15	3.40	3.44	3.56
Sep15	3.57	3.80	4.30
Oct15	4.28	4.37	4.49
Nov15	4.35	4.47	4.80
Dic15	4.40	4.59	4.75
Ene16	4.08	4.86	5.30
Feb16	4.08	5.03	5.30
Mar16	4.50	5.11	5.30
Abr16	4.50	4.74	4.95
May16	4.60	4.91	5.30
Jun16	4.70	4.80	5.00
Jul16	3.69	4.52	4.80
Ago16	4.70	4.82	5.30
Sep16	4.66	4.74	4.80
Oct16	4.47	4.53	4.67
Nov16	4.27	4.37	4.44
Dic16	4.27	4.38	4.44
Ene17	4.07	4.54	4.75
Feb17	4.07	4.56	4.75
Mar17	4.30	4.46	4.65
Abr17	4.09	4.16	4.26
May17	3.99	4.03	4.11
Jun17	3.75	3.81	3.85
Jul17	3.55	3.69	3.78
Ago17	3.50	3.59	3.64
Sep17	3.50	3.55	3.64
Oct17	3.50	3.53	3.57
Nov17	3.35	3.45	3.56
Dic17	3.00	3.20	3.35

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú
WWW.bcrp.gob.pe/Estadisticas

Cuadro N° 06
Índices mensuales de cotización de la Bolsa de Valores de Lima: 2010-2017

	IGBVL	ISBVL	INCA	IBGC	Tasa de Variación IGBVL
ene-10	14440.50	27707.94	80.00	105.99	109.11
Feb	14002.32	21937.73	78.81	102.70	115.87
Mar	15129.00	23048.69	83.93	112.23	63.77
Abr	15842.00	23560.99	86.67	119.56	58.75
May	14487.31	21598.86	83.11	113.52	8.18
Jun	13985.01	20741.15	81.95	115.72	7.09
Jul	14275.38	21452.78	85.04	113.70	1.30
Ago	15153.33	22807.56	88.78	119.74	8.58
Set	17867.36	26,055.67	102.63	137.04	17.98
Oct	19110.93	28031.77	112.75	152.24	35.23
Nov	20854.50	28989.81	118.48	160.95	47.60
Dic	23374.57	32050.41	129.13	165.04	64.99
ene-11	22887.41	31199.64	122.50	157.23	58.49
Feb	22842.96	30986.04	121.32	159.50	63.14
Mar	21957.49	29989.71	116.85	151.17	45.14
Abr	19636.22	27346.86	105.07	137.19	23.95
May	21566.07	29788.77	110.67	148.48	48.86
Jun	18878.78	25855.19	96.10	133.32	34.99
Jul	21963.10	30390.59	111.25	150.60	53.85
Ago	20697.11	28886.03	107.54	144.86	36.58
Set	18329.10	25552.34	94.63	131.19	2.58
Oct	19629.63	27356.20	102.10	141.73	2.71
Nov	19911.82	27851.71	102.91	139.93	-4.52
Dic	19473.31	27335.20	101.71	140.76	-16.69
ene-12	21948.07	30249.54	111.11	152.60	-4.10
Feb	22728.75	31477.21	114.19	155.54	-0.50
Mar	23612.02	33278.12	119.71	166.08	7.54
Abr	22677.93	32451.08	116.25	168.76	15.49
May	20997.56	30281.38	108.55	155.03	-2.64
Jun	20207.16	29465.26	105.45	151.77	7.04
Jul	19627.50	28823.69	102.84	147.77	-10.63
Ago	20311.66	29497.20	101.89	145.36	-1.86
Set	21674.79	31842.21	108.82	155.64	18.25
Oct	20789.41	30653.67	105.96	151.12	5.91
Nov	20044.62	30003.10	104.97	153.44	0.67
Dic	20629.35	31000.60	108.42	159.92	5.94
ene-13	21435.29	32222.11	111.74	164.62	-2.34
Feb	20611.68	31238.32	108.56	166.01	-9.31
Mar	19858.95	30607.01	108.12	165.95	-15.89
Abr	17352.92	26861.70	97.16	156.06	-23.48
May	16049.65	24484.67	91.40	146.04	-23.56
Jun	15549.55	23862.81	89.80	143.42	-23.05
Jul	15118.46	23003.84	84.85	136.52	-22.97
Ago	16652.22	25080.98	89.85	141.60	-18.02
Set	15919.71	23281.55	86.16	139.54	-26.55
Oct	16322.01	23831.71	90.95	147.89	-21.49
Nov	15200.40	22107.73	85.09	138.98	-24.17
Dic	15753.65	22877.82	88.06	145.57	-23.63
ene-14	15452.05	22656.75	86.70	143.35	-27.91
Feb	15441.26	22428.68	85.77	139.21	-25.08
Mar	14298.92	20699.29	81.09	132.80	-28.00
Abr	15528.38	22422.87	87.40	144.51	-10.51
May	15753.25	22333.31	87.29	146.50	-1.85
Jun	16662.28	23469.55	89.10	148.81	7.16
Jul	16866.07	23594.21	89.78	147.66	11.56
Ago	17010.82	23684.51	90.50	149.65	2.15
Set	16226.61	22323.79	89.26	145.75	1.93
Oct	15673.23	21643.30	86.25	141.71	-3.97
Nov	15106.46	20759.79	85.83	141.86	-0.62
Dic	14794.32	20265.02	85.18	139.56	-6.09
ene-15	13669.78	19009.17			-11.53
Feb	13397.42	18609.12			-13.24
Mar	12461.81	17359.01			-12.85
Abr	13366.86	18732.83			-13.92
May	13180.61	19151.2			-16.33
Jun	13113.17	19285.77			-21.30

Jul	11987.88	17690.57	-28.92
Ago	10340.55	14895.62	-39.21
Set	10030.57	13981.69	-38.18
Oct	10545.69	14209.3	-32.72
Nov	10226.89	13614.65	-32.30
Dic	9848.59	12901.7	-33.43
ene-16	9391.84	12147.26	-31.29
Feb	10742.19	14782.36	-19.82
Mar	12057.93	17777.66	-3.24
Abr	13702.47	20818.27	2.51
May	13535.97	20389.17	2.70
Jun	13856.9	20368.13	5.67
Jul	15210.97	22813.25	26.89
Ago	15130.24	22991.74	46.32
Set	15296.98	23145.44	52.50
Oct	15171.04	23034.54	43.86
Nov	15414.97	23203.55	50.73
Dic	15566.96	23578.41	58.06
ene-17	15983.95	23903.97	70.19
Feb	15766.12	23537.18	46.77
Mar	15757.01	24441.24	30.68
Abr	15559.3	24114.96	13.55
May	16000.08	24246.39	18.20
Jun	16132.87	23972.03	16.42
Jul	16750.17	24632.27	10.12
Ago	17616.44	25948.83	16.43
Set	18087.42	27621.81	18.24
Oct	19874.12	32465.25	31.00
Nov	19722.18	31226.99	27.94
Dic	19974.38	30766.81	28.31

Fuente: Bolsa de Valores de Lima; Índices de cotización históricos, Boletines estadísticos

IGBVL, ISBVL, año base: 30.12.91 = 100

INCA, año base :12.12.2007 = 100

IBGC, año base: 30.06.2008= 100

Cuadro N° 07
VARIABLES USADAS PARA ESTIMAR EL ALFA DE JANSEN Y TIMING DE MERCADO,
PARA EL SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES: 2010-2017

(Expresados en tasas de variación mensual)

PERIODO	Tasa de Interés de los Certificados BCRP	Tasa de Rentabilidad Real del Sistema Privado de Pensiones	Diferencial de la Tasa de Rentabilidad de las AFP, y tasa de interés de los Certificados BCRP	Tasa de variación del Índice de la Bolsa de Valores de Lima	Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la Tasa de Interés de Certificados BCRP
	rIt (1)	rpt(2)	rpt- rIt = Y	rmt (3)	rmt-rIt = X
ene-2010	1.50	30.16	28.66	109.11	107.61
feb-2010	1.50	26.19	24.69	115.87	114.37
mar-2010	1.50	28.58	27.08	63.77	62.27
abr-2010	1.40	23.52	22.12	58.75	57.35
may-2010	1.40	15.59	14.19	8.18	6.78
jun-2010	1.60	11.70	10.10	7.09	5.49
jul-2010	1.90	12.40	10.50	1.30	-0.60
ago-2010	2.40	12.19	9.79	8.58	6.18
sep-2010	2.90	11.50	8.60	17.98	15.08
oct-2010	3.00	13.97	10.97	35.23	32.23
nov-2010	3.10	14.96	11.86	47.60	44.50
dic-2010	3.00	16.03	13.03	64.99	61.99
ene-2011	3.94	14.60	10.66	58.49	54.55
feb-2011	4.26	17.70	13.44	63.14	58.88
mar-2011	4.43	12.30	7.87	45.14	40.71
abr-2011	5.05	5.40	0.35	23.95	18.90
may-2011	5.18	9.50	4.32	48.86	43.68
jun-2011	4.68	7.50	2.82	34.99	30.31
jul-2011	4.83	7.20	2.37	53.85	49.02
ago-2011	4.48	2.50	-1.98	36.58	32.10
sep-2011	4.21	-1.70	-5.91	2.58	-1.63
oct-2011	4.15	-9.60	-13.75	2.71	-1.44
nov-2011	4.08	-9.80	-13.88	-4.52	-8.60
dic-2011	4.10	11.30	-15.40	-16.69	-20.79
ene-2012	4.19	-7.50	-11.69	-4.10	-8.29
feb-2012	4.05	-3.20	-7.25	-0.50	-4.55
mar-2012	4.07	-1.10	-5.17	7.54	3.47
abr-2012	4.20	1.80	-2.40	15.49	11.29
may-2012	4.20	-1.30	-5.50	-2.64	-6.84
jun-2012	4.19	0.70	-3.49	7.04	2.85
jul-2012	4.00	0.60	-3.40	-10.63	-14.63
ago-2012	4.04	1.40	-2.64	-1.86	-5.90
sep-2012	3.99	3.90	-0.09	18.25	14.26
oct-2012	3.92	7.90	3.98	5.91	1.99
nov-2012	3.98	6.80	2.82	0.67	-3.31
dic-2012	3.92	8.90	4.98	5.94	2.02
ene-13	3.83	8.48	4.65	-2.34	-6.17
feb-13	3.74	5.27	1.53	-9.31	-13.05
mar-13	3.87	4.33	0.46	-15.89	-19.76
abr-13	3.75	3.50	-0.25	-23.48	-27.23
may-13	3.84	5.85	2.01	-23.56	-27.40
jun-13	4.08	2.01	-2.07	-23.05	-27.13
jul-13	4.22	0.28	-3.94	-22.97	-27.19
ago-13	4.02	0.07	-3.95	-18.02	-22.04
sep-13	4.01	-1.79	-5.80	-26.55	-30.56
oct-13	3.90	-2.06	-5.96	-21.49	-25.39
nov-13	3.67	-1.20	-4.87	-24.17	-27.84
dic-13	3.64	-2.59	-6.23	-23.63	-27.27

ene-14	3.79	-4.23	-8.02	-27.91	-31.70
feb-14	3.87	-6.67	-10.54	-25.08	-28.95
mar-14	3.66	-5.76	-9.42	-28.00	-31.66
abr-14	3.71	-4.97	-8.68	-10.51	-14.22
may-14	3.81	-3.70	-7.51	-1.85	-5.66
jun-14	3.82	1.77	-2.05	7.16	3.34
jul-14	3.55	3.61	0.06	11.56	8.01
ago-14	3.56	4.22	0.66	2.15	-1.41
sep-14	3.56	5.58	2.02	1.93	-1.63
oct-14	3.51	2.98	-0.53	-3.97	-7.48
nov-14	3.49	3.86	0.37	-0.62	-4.11
dic-14	3.43	4.42	0.99	-6.09	-9.52
ene-15	3.47	3.48	0.01	-11.53	-15.00
feb-15	3.20	7.89	4.69	-13.24	-16.44
mar-15	3.31	6.71	3.40	-12.85	-16.16
abr-15	3.24	8.01	4.77	-13.92	-17.16
may-15	3.19	6.94	3.75	-16.33	-19.52
jun-15	3.28	4.79	1.51	-21.30	-24.58
jul-15	3.55	3.51	-0.04	-28.92	-32.47
ago-15	3.44	1.40	-2.04	-39.21	-42.65
sep-15	3.80	-3.85	-7.65	-38.18	-41.98
oct-15	4.37	-0.23	-4.60	-32.72	-37.09
nov-15	4.47	0.92	-3.55	-32.30	-36.77
dic-15	4.59	0.16	-4.43	-33.43	-38.02
ene-16	4.86	-2.82	-7.68	-31.29	-36.15
feb-16	5.03	-4.75	-9.78	-19.82	-24.85
mar-16	5.11	-2.14	-7.25	-3.24	-8.35
abr-16	4.74	-2.63	-7.37	2.51	-2.23
may-16	4.91	-1.17	-6.08	2.70	-2.21
jun-16	4.80	-0.75	-5.55	5.67	0.87
jul-16	4.52	1.64	-2.88	26.89	22.37
ago-16	4.82	5.89	1.07	46.32	41.50
sep-16	4.74	11.37	6.63	52.50	47.76
oct-16	4.53	9.30	4.77	43.86	39.33
nov-16	4.37	4.81	0.44	50.73	46.36
dic-16	4.38	5.88	1.50	58.06	53.69
ene-17	4.54	9.06	4.52	70.19	65.65
feb-17	4.56	7.91	3.35	46.77	42.21
mar-17	4.46	5.05	0.59	30.68	26.22
abr-17	4.16	4.41	0.25	13.55	9.39
may-17	4.03	5.49	1.47	18.20	14.18
jun-17	3.81	6.56	2.75	16.42	12.62
jul-17	3.69	5.31	1.61	10.12	6.43
ago-17	3.59	3.61	0.03	16.43	12.84
sep-17	3.55	4.45	0.90	18.24	14.69
oct-17	3.53	6.73	3.20	31.00	27.47
nov-17	3.45	8.36	4.91	27.94	24.49
dic-17	3.20	8.00	4.80	28.31	25.11

Fuente:

-Serie de Estadísticas del
BCRP

- Bolsa de Valores de Lima

-Superintendencia de Banca y Seguros y AFPs

Elaboración del autor, en base a información

de fuente::BCRP,BVL y SBSy AFPs

(1) Tasa de interés promedio ponderado de los CDBCRP, de 7 meses a 01 año

(2) La tasa de rentabilidad real del SPP, respecto al mismo mes del año anterior.

(3) La tasa de variación del IGBVL mensual, es respecto al mismo mes del año anterior.

Tabla 2

Estimación de ecuaciones para: Alfa de Jansen a través del modelo de regresión lineal

Modelo 1	$Y = f(X) + e$	$Y = \alpha + \beta(rmt - rlt) + e$	Para el Sistema Privado de Pensiones			
	$Y = (rpt - rlt)$	Diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP, y la tasa de interés de los certificados BCRP				
	$X = (rmt - rlt)$	Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP				
Sistema y para cada AFP	$Y = SPP$	$Y1 = AFP \text{ Horizonte}$	$Y2 = AFP \text{ Integra}$	$Y3 = AFP \text{ Prima}$	$Y4 = AFP \text{ Profuturo}$	$Y5 = AFP \text{ Hábitat}$
Regresiones	$Y = f(X)$	$Y1 = f(X)$	$Y2 = F(X)$	$Y3 = F(X)$	$Y4 = f(X)$	$Y5 = f(X)$
AFP Horizonte	$Y1 = F(X)$	$Y1 = \alpha + \beta(rmt - rlt) + e$		Ene 2010-jul 2013	43 observaciones	
AFP Integra	$Y2 = F(X)$	$Y2 = \alpha + \beta(rmt - rlt) + e$		Ene 2010-dic2017	96 observaciones	
AFP Prima	$Y3 = F(X)$	$Y3 = \alpha + \beta(rmt - rlt) + e$		Ene 2010-dic2017	96 observaciones	
AFP Profuturo	$Y4 = F(X)$	$Y4 = \alpha + \beta(rmt - rlt) + e$		Ene 2010-dic2017	96 observaciones	
AFP Hábitat	$Y5 = F(X)$	$Y5 = \alpha + \beta(rmt - rlt) + e$		Ene2015-dic2017	36 observaciones	

Fuente: Elaboración del Autor

Cuadro N° 08
DATA PARA LA ESTIMACIÓN DEL ALFA DE JENSEN, Y TIMING DE
MERCADO PARA EL SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES Y PARA CADA AFP:
2010-2017

Mes, año	Y	X	Z	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5
ene-2010	30.16	107.61	11579.91	30.76	29.51	29.93	30.98	n.d
feb-2010	26.19	114.37	13080.50	26.34	25.07	26.98	26.76	n.d
mar-2010	28.58	62.27	3877.55	27.88	27.56	30.15	28.73	n.d
abr-2010	23.52	57.35	3289.02	22.90	21.78	25.90	23.59	n.d
may-2010	15.59	6.78	45.97	14.38	14.19	18.08	15.74	n.d
jun-2010	11.70	5.49	30.14	9.83	10.85	14.10	11.92	n.d
jul-2010	12.40	-0.60	0.36	10.95	11.40	14.37	13.08	n.d
ago-2010	12.19	6.18	38.19	10.89	11.62	13.59	12.86	n.d
sep-2010	11.50	15.08	227.41	10.03	10.88	13.12	12.07	n.d
oct-2010	13.97	32.23	1038.77	12.53	12.95	15.80	14.91	n.d
nov-2010	14.96	44.50	1980.25	13.75	13.45	17.00	16.07	n.d
dic-2010	16.03	61.99	3842.76	14.68	14.08	18.64	17.10	n.d
ene-2011	14.60	54.55	2976.20	13.20	13.30	16.80	15.40	n.d
feb-2011	17.70	58.88	3466.50	16.90	16.30	19.40	18.60	n.d
mar-2011	12.30	40.71	1656.91	12.00	10.70	13.70	13.30	n.d
abr-2011	5.40	18.90	357.22	4.80	4.40	6.80	6.10	n.d
may-2011	9.50	43.68	1908.10	8.50	8.50	10.90	10.20	n.d
jun-2011	7.50	30.31	918.88	6.60	6.50	8.70	8.70	n.d
jul-2011	7.20	49.02	2403.25	5.90	6.80	8.00	8.40	n.d
ago-2011	2.50	32.10	1030.70	0.90	2.40	3.50	3.30	n.d
sep-2011	-1.70	-1.63	2.64	-3.00	-1.90	-0.70	-0.80	n.d
oct-2011	-9.60	-1.44	2.06	-11.00	-9.80	-8.90	-8.70	n.d
nov-2011	-9.80	-8.60	73.96	-11.00	-9.80	-9.20	-8.90	n.d
dic-2011	-11.30	-20.79	432.23	-12.10	-11.10	-11.30	-10.20	n.d
ene-2012	-7.50	-8.29	68.79	-8.30	-7.30	-7.70	-6.40	n.d
feb-2012	-3.20	-4.55	20.70	-4.10	-2.80	-3.20	-2.10	n.d
mar-2012	-1.10	3.47	12.01	-2.10	-1.10	-0.90	-0.10	n.d
abr-2012	1.80	11.29	127.47	0.90	1.90	1.90	2.90	n.d
may-2012	-1.30	-6.84	46.73	-2.00	-1.30	-1.30	-0.10	n.d
jun-2012	0.70	2.85	8.10	0.20	0.60	0.70	1.80	n.d
jul-2012	0.60	-14.63	214.16	0.10	0.40	0.90	1.30	n.d
ago-2012	1.40	-5.90	34.84	1.20	0.80	1.80	2.30	n.d
sep-2012	3.90	14.26	203.45	3.50	3.30	4.50	4.40	n.d
oct-2012	7.90	1.99	3.95	7.70	7.40	8.50	7.78	n.d
nov-2012	6.80	-3.31	10.98	6.90	6.40	7.30	6.80	n.d
dic-2012	8.90	2.02	4.07	9.00	8.50	9.50	8.40	n.d
ene-13	8.48	-6.17	38.02	9.27	8.05	8.75	7.83	n.d
feb-13	5.27	-13.05	170.42	5.82	4.72	5.55	4.99	n.d
mar-13	4.33	-19.76	390.65	4.82	4.00	4.31	4.21	n.d
abr-13	3.50	-27.23	741.42	4.25	3.36	3.02	3.36	n.d
may-13	5.85	-27.40	750.99	7.12	5.90	4.62	5.76	n.d
jun-13	2.01	-27.13	736.00	3.36	2.26	0.42	1.99	n.d
jul-13	0.28	-27.19	739.46	1.80	0.46	-1.73	0.61	n.d
ago-13	0.07	-22.04	485.61	n.d	0.95	-1.57	0.83	n.d
sep-13	-1.79	-30.56	934.03	n.d	-0.96	-3.50	-0.91	n.d
oct-13	-2.06	-25.39	644.59	n.d	-1.24	-3.61	-1.32	n.d
nov-13	-1.20	-27.84	774.91	n.d	-0.43	-3.00	-0.16	n.d
dic-13	-2.59	-27.27	743.91	n.d	-1.93	-4.43	-1.41	n.d
ene-14	-4.23	-31.70	1005.08	n.d	-3.70	-5.79	-3.21	n.d
feb-14	-6.67	-28.95	838.39	n.d	-6.18	-8.18	-5.65	n.d
mar-14	-5.76	-31.66	1002.20	n.d	-5.23	-7.19	-4.85	n.d
abr-14	-4.97	-14.22	202.33	n.d	-4.43	-5.91	-4.56	n.d
may-14	-3.70	-5.66	32.00	n.d	-3.26	-4.11	-3.73	n.d
jun-14	1.77	3.34	11.13	n.d	1.87	1.69	1.73	n.d

jul-14	3.61	8.01	64.15	n.d	3.64	4.01	3.18	n.d
ago-14	4.22	-1.41	1.98	n.d	4.10	4.86	3.70	n.d
sep-14	5.58	-1.63	2.66	n.d	5.46	6.38	4.90	n.d
oct-14	2.98	-7.48	56.02	n.d	2.69	3.50	2.75	n.d
nov-14	3.86	-4.11	16.88	n.d	3.66	4.44	3.47	n.d
dic-14	4.42	-9.52	90.62	n.d	4.24	4.94	4.08	n.d
ene-15	3.48	-15.00	225.13	n.d	3.46	3.68	3.30	5.55
feb-15	7.89	-16.44	270.15	n.d	7.90	7.97	7.79	10.60
mar-15	6.71	-16.16	261.08	n.d	6.71	6.47	6.95	9.48
abr-15	8.01	-17.16	294.46	n.d	7.76	7.57	8.71	10.55
may-15	6.94	-19.52	381.06	n.d	6.56	6.22	8.04	9.11
jun-15	4.79	-24.58	604.19	n.d	4.58	3.92	5.88	6.92
jul-15	3.51	-32.47	1054.50	n.d	3.31	2.55	4.67	5.42
ago-15	1.40	-42.65	1819.19	n.d	1.15	0.13	2.90	3.65
sep-15	-3.85	-41.98	1762.69	n.d	-4.14	-4.92	-2.50	-1.34
oct-15	-0.23	-37.09	1375.32	n.d	-0.39	-1.09	0.80	2.09
nov-15	0.92	-36.77	1352.12	n.d	0.84	-0.18	2.11	3.64
dic-15	0.16	-38.02	1445.51	n.d	0.09	-0.87	1.27	2.91
ene-16	-2.82	-36.15	1307.17	n.d	-2.87	-3.82	-1.76	-0.18
feb-16	-4.75	-24.85	617.47	n.d	-4.51	-5.78	-3.96	-2.53
mar-16	-2.14	-8.35	69.74	n.d	-2.02	-2.39	-2.02	-0.31
abr-16	-2.63	-2.23	4.97	n.d	-2.51	-2.83	-2.56	-0.91
may-16	-1.17	-2.21	4.90	n.d	-0.92	-1.12	-1.48	0.55
jun-16	-0.75	0.87	0.76	n.d	-0.52	-0.52	-1.22	1.46
jul-16	1.64	22.37	500.22	n.d	1.99	1.87	1.06	4.33
ago-16	5.89	41.50	1722.21	n.d	6.26	6.31	5.11	8.67
sep-16	11.37	47.76	2281.17	n.d	11.83	11.72	10.58	14.04
oct-16	9.30	39.33	1546.54	n.d	9.64	9.56	8.70	11.97
nov-16	4.81	46.36	2149.14	n.d	5.01	5.31	4.12	6.96
dic-16	5.88	53.69	2882.13	n.d	6.24	6.17	5.23	7.71
ene-17	9.06	65.65	4309.76	n.d	9.39	9.54	8.24	10.72
feb-17	7.91	42.21	1781.79	n.d	8.20	8.53	7.01	9.64
mar-17	5.05	26.22	687.26	n.d	5.65	5.00	4.49	7.21
abr-17	4.41	9.39	88.23	n.d	4.91	4.36	3.95	5.86
may-17	5.49	14.18	201.05	n.d	5.87	5.29	5.32	7.06
jun-17	6.56	12.62	159.23	n.d	6.74	6.47	6.46	7.89
jul-17	5.31	6.43	41.29	n.d	5.36	5.35	5.20	6.20
ago-17	3.61	12.84	164.99	n.d	3.74	3.61	3.49	4.42
sep-17	4.45	14.69	215.73	n.d	4.65	4.38	4.33	5.42
oct-17	6.73	27.47	754.57	n.d	7.03	6.69	6.47	8.01
nov-17	8.36	24.49	599.75	n.d	9.03	8.18	7.87	9.80
dic-17	8.00	25.11	630.55	n.d	8.60	8.07	7.33	9.52

Elaboración del autor en base a información estadísticas de las siguientes fuentes:

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú
Superintendencia de Banca y Seguro y AFP
Bolsa de Valores de Lima.

5.1 Prueba de Hipótesis de los estimadores muestrales α y β

La finalidad de la contrastación de hipótesis sobre los parámetros o estimadores es para decidir si la teoría preconcebida es confirmada o invalidada estadísticamente a partir de las observaciones de una determinada muestra.

5.1.1 Para el estimador “ α ” de Jensen

Las pruebas de hipótesis que se van a efectuar a los estimadores de las variables utilizadas ecuaciones econométricas realizadas según el modelo propuesto y se tienen en cuenta las siguientes consideraciones:

- i) Las expresiones explícitas que pueden ser utilizadas para obtener varias pruebas “ t ”, hay que tener consideración, que, en cada caso, se muestra la fórmula para una prueba estadística que siga exactamente o aproxime a una distribución “ t ” de Student bajo la hipótesis nula. Además, se dan los apropiados grados de libertad en cada caso. Cada una de estas estadísticas se pueden utilizar para llevar a cabo ya sea un prueba de una cola o prueba de dos colas.
- ii) Una vez que se ha determinado un valor “ t ”, es posible encontrar un p (probabilidad) asociado, utilizando para ello una tabla de valores de distribución “ t ” de Student. Si el valor “ p ” calculado es mayor al límite elegido por significancia estadística (usualmente a niveles de significancia 0,10; 0,05 o 0,01), entonces la hipótesis nula se rechaza en favor de la hipótesis alternativa.

Para el caso de Coeficiente de Alfa de Jansen se formulan las siguientes hipótesis

Hipótesis Nula $H_0: \alpha > 0$ (El coeficiente alfa es mayor que cero)

Hipótesis Alternativa $H_1: \alpha < 0$ (El coeficiente alfa es mayor que cero)

Si alfa de Jansen $\alpha > 0$, Se acepta la hipótesis nula, significa que, hubo selectividad ex ante en el manejo de las carteras de inversiones financieras de los fondos de pensiones, es decir las carteras de inversiones formaran parte de la frontera eficiente.

Si alfa de Jansen $\alpha < 0$, se rechaza la hipótesis nula, y se acepta la hipótesis alternativa

Significa, que no hubo selectividad en el manejo de las carteras de inversiones financieras de los fondos privados de pensiones, es decir las carteras de inversiones no formaran parte de la una frontera eficiente.

5.1.2 Para el estimador “ β ” que mide el riesgo sistemático

Hipótesis Nula Ho: $\beta = 1$ (El coeficiente beta es igual a uno)

Hipótesis alternativa H1: $\beta \neq 1$ (El coeficiente beta es diferente de uno)

El modelo CAPM, considera un equilibrio del mercado financiero, basada en la teoría de la selección de carteras, y por definición, considera que la cartera de mercado tiene una beta igual a uno y se dice que los valores con beta = 1 tienen un riesgo promedio.

En tal sentido, cuando beta es igual a uno, se asume que las variaciones en los rendimientos del fondo privado de pensiones de las AFP serán iguales que las variaciones del rendimiento del mercado (Expresados por el diferencial de la tasa de variación del Índice General de la Bolsa de Valores de Lima)

5.2 Estimación del Alfa de Jansen para el Sistema Privado de Pensiones: 2010-2017 y considerando AFPs: Integra, Prima y Profuturo

Regresión N°01

$$Y = 3.6597 + 0.173608 X + E_t$$

$$“t” \quad 6.8603 \quad 10.6263$$

$$R^2 = 0.5447 \quad R^2_{aj} = 0.5408$$

$$DW = 0.2578 \quad F = 112.91$$

La prueba efectuada nos revela que la regresión N°01 no es aceptable en términos econométricos porque presenta problemas en los coeficientes de bondad de ajuste R^2 que nos indicaría que la variable exógena seleccionada solo explica a la variable endógena en un 54 por ciento, y además el coeficiente de Durbin-Watson (DW) es muy bajo cercano a cero, lo cual indicaría la existencia de problemas de autocorrelación positiva, y en tal sentido los estimadores no serían eficientes.

Estas inconsistencias econométricas detectadas, se debe a ciertos problemas de auto correlación residual, muy propios de series de tiempo estacionarias en variables económicas y/o financieras.

Así mismo, según **Malinvaud. E (1964)**, en los modelos de Regresión Lineal Normal Clásico, pueden tener problemas de autocorrelación y puede atribuirse a errores en la especificación funcional del modelo, omisión de variables relevantes, que da lugar a un comportamiento sistemático de los residuos, que podría interpretarse como autocorrelación cuando en realidad se corrige al especificar correctamente el modelo.

Para corregir los problemas de autocorrelación en nuestros modelos a estimarse, se utilizo el método de auto regresivo integrado de media móvil (ARIMA), comúnmente conocido como la metodología de **Box-Jenkin**, en nuestro caso se aplicó un proceso estocástico auto regresivo de primer orden, o AR (1) y de media móvil de primer orden o MA (1), es decir que los modelos de series de tiempo analizadas están basados en el supuesto de que las series de tiempo consideradas son débilmente estacionarias. De esta manera se corrige la auto correlación de las perturbaciones, el diseño de modelos económicos para su predicción.

Entonces utilizando el modelo integrado de promedio móvil o ARIMA, en nuestro caso aplicamos el esquema de primer orden, es decir AR (1), y se obtuvo la siguiente regresión-

Regresión N° 02

$$Y = 2.983 + 0.1003 X + 0.8691AR (1) + E_t$$

$$“t” \quad 1.5584 \quad 4.9992 \quad 20.1543$$

$$R^2 = 0.8940 \quad R^2_{aj} = 0.8917$$

$$DW = 1.9614 \quad F = 388.18$$

El coeficiente de bondad de ajuste mejora notablemente llegando a ser $R^2_{ajustado} = 0.89$, lo cual nos está indicando que la variable exógena X (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP), explica a la variable dependiente Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP, y la tasa de interés de los certificados BCRP) , considerando a esta misma variable X, pero de manera ajustada, es decir con un

retardo de un periodo AR (1) se está indicando que influye en 0.8691 en el comportamiento de la variable endógena Y.

Así mismo se supera el problema de autocorrelación al mostrar un DW= 1.9614 muy cercano a 2, lo que significa que la regresión estimada carece de autocorrelación.

La prueba de “F” de Fischer es también significativa 388.18, lo que nos indica que el conjunto de las variables exógenas: X e AR (1) está explicando satisfactoriamente a la variable endógena Y.

Respecto a la prueba de hipótesis, la prueba de Student al 5 por ciento de significación, nos indica que el estadístico “t” = 1.5584 para el coeficiente alfa de Jansen(α), no es significativo, a pesar de que α tiene un valor positivo 2.982, dado que “t” teórico de tabla es + - 1.9852, y para un P - Valor de 0.01225 > 0.05 por ciento, de significación que considera nuestra investigación. Es decir, de acuerdo la probabilidad mostrada en la regresión, el coeficiente alfa de Jansen no es eficiente solo sería aceptado para un nivel de significación del 12.25 por ciento, estadísticamente considerado no recomendable.

La prueba de hipótesis de β , que mide el riesgo sistemático, al 5 por ciento de significancia, nos muestra un test de Student para el estimador β , una “t” = 4.9992 > “t” teórico o tabla, lo cual nos revela que es estadísticamente significativo, El valor del coeficiente β es (0.1003) menor a 1, por lo que se rechaza la hipótesis nula y por lo tanto las variaciones de los rendimientos de las AFPs no son iguales al promedio del mercado. En tal sentido aceptamos la hipótesis alternativa de que β es diferente de 1; Este resultado nos está indicando que la variable X influye muy poco en el comportamiento de la variable Y, es decir ante una variación de 1 por ciento del X (diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP), solo afecta en 0.1003 por ciento a la variable dependiente Y (diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP, y la tasa de interés de los certificados BCP).

Pero, cuando consideramos el efecto de la variable independiente AR (1), que es la misma variable X, con el retardo de un periodo, su influencia es significativa, el coeficiente ϵ de AR (1) es 0.8691, lo que nos está indicando la variable X, retardada en un periodo explica casi un 87 por ciento a la variable dependiente Y.

En conclusión, no se acepta la hipótesis nula, el estimador alfa de Jansen no es eficiente y en tal sentido el sistema privado de pensiones en el Perú no muestra la existencia de selectividad ex ante, de sus inversiones financieras en el periodo 2010 al 2017, y conducentes a obtener rentabilidades reales ajustadas por riesgo por encima de la variación del índice bursátil ajustada por riesgo. También se concluye que variable exógena X, influye de manera positiva sobre la variable dependiente Y, pero el efecto es muy reducido con la X del periodo, pero altamente significativo cuando se considera el retardo de un periodo AR (1) ahí X ya influye de manera significativa sobre Y.

5. 3 Estimación del Alfa de Jansen para cada AFP: 2010-2017

Dado que los resultados econométricos obtenidos para cada AFP son muy similares a los muestra el sistema privado de pensiones, inclusive presentan los mismos problemas de autocorrelación, y de especificación de modelo, en donde la variable exógena (X) no explica adecuadamente a la variable dependiente (Y_i) en el periodo, por lo que también se tuvo que hacer ajustes utilizando el AR(1), modelo regresivo de primer orden, decir considerar a la variable exógena X con un rezago de un periodo.

En tal sentido primeros se exponen las ecuaciones econométricas como se propuso inicialmente, y luego se presentan las regresiones con el método de auto regresivo integrado de media móvil (ARIMA) para una de la AFP.

5.3.1 Para AFP Horizonte de enero del 2010 a julio del 2013

Regresión N° 03

$$Y_1 = 3.4225 + 0.2125 X + E_t$$

$$“t” \quad 3.1369 \quad 7.1923$$

$$R^2 = 0.5570 \quad R^2_{aj} = 0.5470$$

$$DW = 0.2850 \quad F = 51.72$$

La prueba econométrica efectuada para la AFP Horizonte , aunque es para un periodo más corto que va de enero del 2010 a julio del 2013 (43 observaciones), nos muestra también que la regresión no es aceptable porque presenta problemas en el coeficiente de bondad de ajuste del modelo R^2 , lo que nos está indicando que la variable exógena (X) seleccionada solo explica a la variable endógena Y_1 en un 55.7 por ciento, y además el

coeficiente de Durbin-Watson (DW)= 0.2850, es muy bajo cercano a cero, lo cual indicaría también la existencia de problemas de autocorrelación positiva, y en tal sentido los estimadores no serían eficientes, a pesar que los estadísticos "t" de Student resultan ser satisfactorios.

En tal sentido, se realizó también una nueva regresión utilizando AR (1) y los resultados mejoran notablemente.

Regresión N°04

$$Y_1 = 2.0824 + 0.0921 X + 0.8766 AR (1) + E_t$$

$$"t" \quad 0.5365 \quad 3.1984 \quad 15.1550$$

$$R^2 = 0.9048 \quad R^2_{aj} = 0.8999$$

$$DW = 2.0040 \quad F = 185.35$$

Los resultados de esta nueva regresión son muy parecidos a los obtenidos por el sistema privado de pensiones, pero hay algunas diferencias que se detallan.

- i) La prueba de Student de alfa de Jansen(α) de AFP Horizonte es menos significativa que del SPP, dado "t" es 0.5365, menor al "t" teórico de tabla = + - 2.021, y para un P-Valor de 0.5946 por ciento >0.05 por ciento de significación, que es el mínimo aceptable según tabla, lo cual se está desechando la hipótesis de existencia de selectividad en las inversiones financiera en la AFP Horizonte.
- ii) La prueba de Student, "t" = 3.1984 para el estimador β es significativo, pero menor que el obtenido por el sistema privado de pensiones.

Como el valor de β es positivo pero menor a 1, también nos permite rechazar la hipótesis nula y considerar la hipótesis alternativa. Este coeficiente también nos está indicando, que la variable X, explica en baja proporción a la variable endógena Y_1 , pero sin embargo la variable AR (1) es muy significativa en la explicación del comportamiento de la Y_1 (diferencial de la tasa de rentabilidad y la tasa de interés de los certificados BCRP), así mismo el coeficiente de AR (1) de AFP Horizonte $\epsilon = 0.8766$ mayor al del SPP que es 0.8691

iii) Las pruebas de Durbin Watson y la prueba F “de Fischer, nos muestran que no hay autocorrelación, y que las variables exógenas en conjunto explican significativamente a la variable endógena.

En conclusión, la evidencia empírica nos revela que los resultados obtenidos para la AFP horizonte, son muy similares a los del sistema privado de pensiones en conjunto, pero la existencia de selectividad en las inversiones financieras queda muy debilitada y descartada dado que su estimador α “alfa de Jensen no es eficiente al no pasa la prueba de “t” de Student para el periodo de enero del 2010 a julio del 2013

5.3.2 Para AFP Integra de enero 2010 a diciembre del 2017

Regresión N° 05

$$Y_2 = 3.5632 + 0.1683 X + E_t$$

$$“t” \quad 7.0599 \quad 10.7127$$

$$R^2 = 0.5497 \quad R^2_{aj} = 0.5429$$

$$DW = 0.2837 \quad F = 114,76$$

La ecuación anterior nos revela también problemas de especificación del modelo y de autocorrelación, expresados en el bajo nivel de bondad de ajuste R^2 y la respectiva prueba de Durbin Watson (DW) por lo que se procedió a modificar la regresión utilizando AR (1), obteniéndose los resultados siguientes.

Regresión N°06

$$Y_2 = 2.9928 + 0.0974 X + 0.8541 AR(1) + E_t$$

$$“t” \quad 1.7822 \quad 4.8804 \quad 18.7813$$

$$R^2 = 0.8824 \quad R^2_{aj} = 0.8798$$

$$DW = 1.9836 \quad F = 345.26$$

La AFP Integra también de manera general presenta resultados muy parecidos a los obtenidos por el sistema privado de pensiones, y a nivel específico presenta algunas mejoras en:

- i) La prueba de Student de alfa de Jansen (α) de AFP Integra es más significativo que del SPP, dado “t” es 1.7822, aunque menor al “t” teórico de tabla = + - 1.9852, y para un P – Valor de 0.0780 por ciento > 0.05 de significación por ciento, que es el mínimo aceptable. Entonces se puede deducir la existencia débil de selectividad en las inversiones financiera en AFP Integra, pero tiene mejor performance que en propio sistema privado de pensiones.
- ii) La prueba de Student, “t” 4,8824 para el estimador β , de la variable exógena X es significativo, y dado que β es igual a 0.0974 también nos permite rechazar la hipótesis nula y considerar la hipótesis alternativa de que β , es diferente de 1. Este coeficiente también explica, que la variable X, explica en menor proporción a la variable endógena Y_2 , pero sin embargo la variable AR(1) sigue siendo significativa en la explicación del comportamiento de la Y_2 (diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP Integra, y la tasa de interés de los certificados BCRP), pero en menor proporción, el coeficiente de AR(1) de AFP Integra $\epsilon=0.8541$ menor al del SPP que es 0.8691
- iii) Las pruebas de Durbin Watson y estadístico F de Fischer nos muestran que no hay autocorrelación las variables exógenas en conjunto explican significativamente a la variable endógena.

En conclusión, la evidencia empírica nos revela que los resultados obtenidos para la AFP Integra, son muy similares a los del sistema privado de pensiones en conjunto, hay existencia débil de selectividad en las inversiones financieras, durante el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017

5.3.3 Para AFP Prima de enero 2010 a diciembre del 2017

Regresión N°07

$$Y_3 = 3.6865 + 0.1979 X + E_t$$

$$“t” \quad 6,5841 \quad 11.3557$$

$$R^2 = 0.5783 \quad R^2_{aj} = 0.5739$$

$$DW = 0.2572 \quad F = 128.95$$

La regresión anterior efectuada, también nos revela problemas de especificación del modelo y de autocorrelación, expresados en el bajo nivel de bondad de ajuste R^2 y la respectivo test de Durbin Watson (DW) por lo que se procedió a modificar la regresión utilizando AR (1), modelo autorregresivo de primer orden obteniéndose los resultados siguientes.

Regresión N°08

$$Y_3 = 2.9168 + 0.1051 X + 0.8895 \text{ AR (1)} + E_t$$

“t” 1.2726 5.1125 21.7657

$R^2 = 0.9085$ $R^2_{aj} = 0.9065$

DW = 1.9475 F = 456.82

La AFP Prima, de igual que las demás AFPs, de manera general presenta resultados muy parecidos a los obtenidos por el conjunto del sistema privado de pensiones, y a nivel específico presenta algunas mejoras y desmejoras respecto al sistema privado de pensiones en conjunto:

- i) La prueba de Student de alfa de Jansen (α) de AFP Prima es menos significativo que del SPP, dado “t” es 1.2726, menor al “t” de tabla = + - 1.9852, y para un P _ Valor de 0.0263 por ciento >0.05 por ciento de significación, que es el mínimo aceptable, entonces el estimador alfa de Jansen no es eficiente, como se puede visualizar en la regresión respectiva del anexo N°01, en tal sentido se entonces se deduce la no existencia de selectividad en las inversiones financiera, y su performance es aún menor que el sistema privado de pensiones.
- ii) La prueba de Student, “t” 5.1125 del estimador la variable exógena X es significativo, y también nos permite rechazar la hipótesis nula y considerar la hipótesis alternativa de que β , es diferente de 1. Este coeficiente también explica, que la variable X, explica menor proporción a la variable endógena Y_3 , pero sin embargo la variable AR (1) sigue siendo significativa en la explicación del comportamiento de Y_3 (diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP Prima, y la tasa de interés de los certificados BCRP), pero en mayor proporción, el coeficiente de AR (1) de AFP Prima $\epsilon = 0.8895$ mayor al del SPP que $\epsilon = 0.8691$

- iii) Las pruebas de Durbin Watson y estadístico “F” de Fischer nos muestran que no hay autocorrelación las variables exógenas en conjunto explican significativamente a la variable endógena.

En conclusión, la evidencia empírica nos revela que los resultados obtenidos para la AFP Prima son muy similares a los del sistema privado de pensiones en conjunto, tampoco existe selectividad ex ante en las inversiones financieras, durante el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017, se muestran problemas respecto la eficiencia del estimador alfa de Jansen, y no se puede probar la hipótesis nula.

5.3.4 Para AFP Profuturo de enero 2010 a diciembre del 2017 Regresión N° 09

$$Y_4 = 4.0342 + 0.1709 X + E_t$$

$$“t” \quad 7.5185 \quad 10.2347$$

$$R^2 = 0.5270 \quad R^2_{aj} = 0.5220$$

$$DW = 0.2469 \quad F = 104.75$$

La ecuación anterior nos revela también problemas de especificación del modelo y de autocorrelación, expresados en el bajo nivel de bondad de ajuste R^2 y test de Durbin Watson (DW) por lo que se procedió a modificar la regresión utilizando AR (1), obteniéndose los resultados siguientes.

Regresión N° 10

$$Y_4 = 3.1931 + 0.0970 X + 0.8666 AR(1) + E_t$$

$$“t” \quad 1.7436 \quad 4.9008 \quad 20.3799$$

$$R^2 = 0.8930 \quad R^2_{aj} = 0.8907$$

$$DW = 1.9680 \quad F = 384.10$$

Para la AFP Profuturo, con esta nueva regresión también nos muestra resultados similares al resto de las AFPs y al sistema privado de pensiones en conjunto, sin embargo, vamos a precisar algunas diferencias sobre la base de la regresión ajustada con

el AR (1) y señalar mejoras y desmejoras respecto al sistema privado de pensiones en conjunto:

- i) La prueba de Student de alfa de Jansen(α) de AFP Profuturo es más significativo que del SPP, dado “t” es 1.7436 menor al “t” teórico= + - 1.9852, y para un P – Valor de 0.0846 por ciento >0.05 por ciento de significación, que es el mínimo aceptable, tal conforme se ver con mayor detalle en la regresión respectiva en el anexo N° 01; En tal sentido se detecta la dificultad para probar la existencia de selectividad en las inversiones, aunque su performance AFP Profuturo es mejor que del propio sistema privado de pensiones. Esta inferencia se ve reforzada al observar el valor del alfa de Jansen = 3.1931 en AFP Profuturo, es mayor respecto alfa de Jansen del SPP = 2.9830

- ii) La prueba de Student, “t” = 4.9908 para el estimador β , de la variable exógena X es significativo, y también nos permite rechazar la hipótesis nula y considerar la hipótesis alternativa de que β , es diferente de 1. Este coeficiente también explica, que la variable X, explica en menor proporción a la variable endógena Y_4 , pero la variable AR (1) sigue siendo significativa en la explicación del comportamiento de la Y_4 (diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP Profuturo, y la tasa de interés de los certificados BCRP), pero en mayor proporción, el coeficiente de AR (1) de AFP Profuturo ϵ = 0.8666 menor al del SPP que ϵ = 0.8691. Este último resultado evidencia que la variable exógena X, influye de manera significativa en la variable dependiente Y_4 , con el retardo de un periodo, es decir un mes.

- iii) Las pruebas de bondad de ajuste son satisfactoria y mayor al del SPP, mientras que las pruebas de Durbin Watson y estadístico “F” de Fischer son bastante satisfactorias y parecidas al del SPP y nos muestran que no hay autocorrelación las variables exógenas en conjunto explican significativamente a la variable endógena.

En conclusión, la evidencia empírica nos revela que los resultados obtenidos para la AFP Profuturo son muy similares a los del sistema privado de pensiones en conjunto, alfa de Jansen no resulta significativo. y además adolece del mismo problema que no puede contrastar la hipótesis nula de existencia de selectividad ex ante, dado que la

estimadora alfa de Jansen no es eficiente, para el nivel de significación escogido de 5 por ciento.

5.3.5 Para AFP Hábitat de enero 2015 a julio del 2017

Regresión N° 11

$$Y_5 = 5.6280 + 0.07779 X + E_t$$

$$“t” \quad 9.8937 \quad 4.1860$$

$$R^2 = 0.3400 \quad R^2_{aj} = 0.3206$$

$$DW = 0.4784 \quad F = 17.52$$

La AFP Hábitat, es la última administradora que se incorporó al sistema privado de pensiones peruano, y comenzó a operar desde enero 2015, cuando ganó el proceso de subasta de afiliaciones por dos años, implementado por el gobierno peruano, como una medida de reforma del sistema.

En tal sentido, la data utilizada de esta AFP es tan solo de 36 meses, que va de enero del 2010 a julio del 2013 (36 observaciones),

La prueba econométrica efectuada, también nos arroja que la regresión no es aceptable por presentar estimadores no eficientes, se presentan problemas en el coeficiente de bondad de ajuste del modelo R^2_{aj} , lo que nos indicaría que la variable exógena (X) seleccionada solo explica a la variable endógena Y_5 en un 34 por ciento, y además el coeficiente de Durbin-Watson (DW)= 0.4784, es muy bajo cercano a cero, lo cual indicaría también la existencia de problemas de autocorrelación positiva, y en tal sentido los estimadores no serían eficientes, a pesar que el coeficiente alfa es alto, y la prueba “t” satisfactoria. En tal sentido se optó también por hacer ajustes al modelo anterior de la forma siguiente, que se hicieron con el resto de AFP.

Regresión N° 12

$$Y_5 = 5.4739 + 0.1041 X + 0.7772 AR(1) + E_t$$

$$“t” \quad 3.1416 \quad 2.5092 \quad 5.9180$$

$$R^2 = 0.7259 \quad R^2_{aj} = 0.7087$$

$$DW = 1.4851 \quad F = 42.37$$

La prueba econométrica N° 12, que corresponde a la AFP Hábitat, utilizando AR (1), y los resultados mejoran, pero sin llegar a alcanzar a los resultados mostrados en las AFP anteriores, pero sin embargo vamos a analizar algunos aspectos puntuales.

i) La prueba de Student de alfa de Jansen (α) de AFP es altamente significativa y superior al del SPP, dado “t” es 3.1416, mayor al “t” teórico = ± 2.042 , y para un P - Valor de 0.0036 por ciento < 0.05 por ciento de significación, que es el mínimo aceptable según tabla, lo cual estaría reforzando la hipótesis de existencia de selectividad en las inversiones financieras en la AFP Hábitat, es de todas las AFP la que muestra mayor performance en lo referente a aceptación de la hipótesis de existencia de selectividad ex ante en las decisiones de inversiones financieras. Pero hay que recordar que la data utilizada para esta AFP es más corta, solo considera 36 observaciones.

ii) La prueba de Student, “t” = 2.5092 para el estimador β es significativo, pero menor que el obtenido por el sistema privado de pensiones, de cada una de las AFP.

Como el valor de estimador $\beta = 0.1041$, es positivo pero menor a 1, también nos permite rechazar la hipótesis nula y considerar la hipótesis alternativa, en tal sentido la rentabilidad real de la AFP Hábitat es menor a la del mercado. Este coeficiente también nos está indicando, que la variable X, explica en baja proporción a la variable endógena Y_5 , pero sin embargo cuando se considera la variable la variable AR(1), su influencia es significativa en la explicación del comportamiento de la Y_5 (diferencial de la tasa de rentabilidad y la tasa de interés de los certificados BCRP), así mismo el coeficiente de AR(1) de AFP Hábitat es $\epsilon = 0.7772$ es menor al del SPP que $\epsilon = 0.8691$, y es el más bajo de todas las AFPs.

iii.) El coeficiente de bondad de ajuste $R^2 = 0.7259$ es el más bajo de todas las AFPs, la prueba de Durbin Watson nos presenta problemas de autocorrelación y la prueba “F de Fischer, es poco significativa.

En conclusión, los resultados empíricos obtenidos por AFP Hábitat son ligeramente diferentes a los obtenidos por sistema privado de pensiones en conjunto, y cada una de

las AFP, especialmente en lo referente a la existencia de selectividad en las inversiones financieras, que resulta ser la mejor alfa de Jansen(α). Sin embargo, en lo que respecta a coeficiente de bondad de ajuste, coeficiente de correlación y prueba “F”, los resultados de la AFP Habilidad no son tan buenos respecto al sistema y cada una de las AFP restantes.

5.4 Estimación de Timing de Mercado

La capacidad de sincronización de mercado en el sistema privado pensiones, se determina a través de la estimación de existencia de Timing de Mercado en cada una de las AFP, y el propio SPP, para lo cual se utilizó el modelo de Treynor y Mazuy, y que fuera complementado por Admati y Bhattacharya, Pflidere y Ross (1966), quienes proponen el método de regresión cuadrática, que consiste en ajustar una curva cuadrática en vez de una línea recta” a la ecuación anterior de estimación del alfa de Jansen.

En la Tabla N°3, se expone el modelo: $Y = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{lt}) + \theta (r_{mt} - r_{lt})^2 + e$

Que, se aplica al sistema privado de pensiones en conjunto, así como para AFP; Respecto al a modelo anterior, se introduce una variable exógena o explicativa adicional, que es la variable Z, y simplemente es la variable X elevada al cuadrado. El cuadro N° 08 aparece la data respectiva, y en la tabla N°03 se resumen las regresiones a realizarse y número de observaciones de para el SPP y para cada AFP.

5.4.1 Prueba de Hipótesis de los estimador muestral (θ)

Como el modelo propuesto ahora es: $Y = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{lt}) + \theta (r_{mt} - r_{lt})^2 + e$

En puntos anteriores ya hemos indicado lo referente a las pruebas de hipótesis de los estimadores alfa y beta (del intercepto y de la variable X), ahora vamos a concentrarnos en la prueba de hipótesis de la estimador teta (θ) de la variable Z, que se define como: (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP), elevado al cuadrado, es decir $Z = X^2$.

Para el caso de Coeficiente de teta θ se formulan las siguientes hipótesis

Hipótesis Nula $H_0: \theta > 0$ (El coeficiente teta es mayor que cero)

Hipótesis Alternativa $H_1: \theta < 0$ (El coeficiente teta es menor que cero)

El coeficiente “ θ ” mide la habilidad de timing de mercado de la cartera “p”, por lo que:

Si el coeficiente $\theta > 0$, Se acepta la hipótesis nula, que, si hubo timing de mercado de parte de las AFPs, en el manejo de las carteras de inversiones financieras de los fondos privados de pensiones. Es decir:

Si el coeficiente $\theta < 0$, se rechaza la hipótesis nula, y se acepta la hipótesis alternativa de que hubo timing de mercado en el manejo de la cartera de inversiones de los fondos privados de pensiones.

La existencia de Timing de mercado, indica también la existencia de una buena sincronización de la cartera, con los cambios de rentabilidad del mercado bursátil y la implementación de una buena política de selección de activos, comprando cuando los precios de los activos financieros están subvaluados y vender cuando los precios esta sobrevaluados, y así obtener el máximo rendimiento.

Tabla 3

Estimación de ecuaciones para: Timing de Mercado a través del Modelo de Regresión Lineal

Modelo 2	Sistema de AFPs	$Y = \alpha + \beta(\text{rmt-rlt}) + \theta(\text{rmt-rlt})^2 + \epsilon$		Para el SPP	Donde: $Z = x^2$	
Regresiones para cada AFP	$Y = f(X, Z)$	$Y1 = f(X, Z)$	$Y2 = f(X; Z)$	$Y3 = f(X, Z)$	$Y4 = f(X, Z)$	$Y5 = F(Y, Z)$
Horizonte	$Y1 = F(X, Z)$	$Y1 = \alpha + \beta(\text{rmt-rlt}) + \theta(\text{rmt-rlt})^2 + e$			Ene 2010-jul 2013	43 observaciones
Integra	$Y2 = F(X, Z)$	$Y2 = \alpha + \beta(\text{rmt-rlt}) + \theta(\text{rmt-rlt})^2 + e$			Ene 2010-dic2017	96 observaciones
Prima	$Y3 = F(X, Z)$	$Y3 = \alpha + \beta(\text{rmt-rlt}) + \theta(\text{rmt-rlt})^2 + e$			Ene 2010-dic2017	96 observaciones
Profuturo	$Y4 = F(X, Z)$	$Y4 = \alpha + \beta(\text{rmt-rlt}) + \theta(\text{rmt-rlt})^2 + e$			Ene 2010-dic2017	96 observaciones
Hábitat	$Y5 = F(X, Z)$	$Y5 = \alpha + \beta(\text{rmt-rlt}) + \theta(\text{rmt-rlt})^2 + e$			Ene2015-dic2017	36 observaciones

Fuente: Elaboración del Autor

5.5 Estimación de Timing de Mercado para el Sistema Privado de Pensiones: 2010-2017 y considerando AFPs: Integra, Prima y Profuturo

Regresión N° 01

$$Y = 2.9966 + 0.1432 X + 0.0081 Z + Et$$

$$“t” \quad 5.0065 \quad 6.5474 \quad 2.2655$$

$$R^2 = 0.5694 \quad R^2_{aj} = 0.5602$$

$$D.W = 0.3464 \quad F = 61.508$$

Esta primera regresión efectuada nos revela la existencia de selectividad ex ante y timing de mercado en el sistema privado de pensiones, esta evidencia adolece de serios problemas de especificación del modelo, en donde solo se obtiene un coeficiente de bondad de ajuste $R^2_{Aj} = 0.56$, lo que significa que las variables exógenas X y Z solo explican un 56 por ciento a la variable endógena Y (rentabilidad real de SPP ajustado por riesgo). Los estimadores alfa, beta y teta satisfacen la prueba de hipótesis y en primer lugar se mantendría la hipótesis nula, especialmente para teta $\theta > 0$, pero en términos estadísticos y econométricos no se puede considerar como una buena evidencia, dado que además de tener un bajo nivel de bondad de ajuste, hay serios problemas de autocorrelación, y la prueba “F” tampoco resulta buena, por lo que se desecha esta regresión.

Regresión N° 02

Para corregir la regresión anterior, igual que en los casos de alfa de Jansen, aplicamos también el modelo integrado de promedio móvil o ARIMA, para obtener la existencia Timing de mercado, a través de la siguiente regresión.

$$Y = 3.2252 + 0.1492 X - 0.0008 Z + 0.8618 AR(1) + Et$$

$$“t” \quad 1.8668 \quad 5.9125 \quad -2.9844 \quad 21.5031$$

$$R^2 = 0.9034 \quad R^2_{aj} = 0.9003$$

$$D.W = 1.9288 \quad F = 283.94$$

Los resultados obtenidos en la nueva regresión nos confirman la existencia de selectividad, el coeficiente alfa es positivo, pero tiene debilidades en la prueba de hipótesis. De otro lado se muestra una relación positiva de la variable X sobre Y, pero al mismo tiempo se evidencia la no existencia de Timing de mercado, dado que el coeficiente teta $\theta < 0$, en tal sentido se rechaza la hipótesis nula y se considera la hipótesis alternativa de $\theta = -0.0008$, de no existencia de timing de mercado, además el estimador θ es muy significativo dado que pasa prueba de “t” Student = -2.9844, mayor al “t” teórico= + - 1.9852, y para un P-Valor de 0.0036 por ciento < 0.05 por ciento de significancia, que es el mínimo aceptable según tabla. Estos resultados nos revelan también que no existió estrategias que correspondan un “timer activo”.

Por otro lado, AR (1), representa la variable exógena que explica mejor el comportamiento de la variable Y, dado que el (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP, elevado al cuadrado), del mes anterior explica en 0.8618 por ciento la variación de la variable dependiente Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP, y la tasa de interés de los certificados BCRP)

Los problemas de autocorrelación, se corrige al introducirse la variable AR (1), que la variable Z con el retardo de un periodo, la prueba DW= 1.9288 un valor cercano a 2, lo cual despeja la duda de la existencia de autocorrelación de los errores de la variable Z. Así mismo la prueba “F” = 283.94, resulta ser también significativa, para evaluar la capacidad explicativa en conjunto de las variables independientes sobre la variación de la variable dependiente.

En conclusión, el sistema privado de pensiones durante el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017 evidencia un coeficiente teta θ negativo, lo cual nos indica la no existencia de timing de mercado en el SPP, y que nos está indicando que los administradores de las AFPs no implementaron estrategias de anticipación al mercado, intentando adelantarse a los futuros movimientos de los precios de los activos en el mercado, es decir se careció de habilidad o sincronización del mercado financiero y de valores.

5.6 Estimación de Timing de Mercado para cada AFP: 2010-20

Dado que los resultados econométricos iniciales obtenidos para cada AFP son muy similares a los que muestra el sistema privado de pensiones, presentándose los mismos problemas de autocorrelación, de especificación de modelo, y por el contrario los estimadores inicialmente son significativos de las variables exógenas X y Z, pero sin embargo no se logra explicar adecuadamente a la variable dependiente (Y_i), por lo que también se tuvo que hacer ajustes para cada AFP, utilizando el AR(1), el modelo regresivo de primer orden, y considerar a la variable exógena Z con un rezago de un periodo (un mes).

5.6.1 Para AFP Horizonte de enero del 2010 a julio del 2013

Regresión N° 03

$$Y_1 = 3.1542 + 0.1611 X + 0.0007 Z + Et$$

$$“t” \quad 2.8357 \quad 2.9861 \quad 1.1369$$

$$R^2 = 0.5716 \quad R^2_{aj} = 0.5502$$

$$D.W = 0.3649 \quad F = 26.69$$

Los resultados econométricos obtenidos para la AFP Horizonte, para un periodo más corto, nos muestran que siguen el mismo patrón del sistema privado de pensiones y con los mismos problemas de especificación del modelo, de autocorrelación y la prueba “F” no es significativa, nos revela débilmente la existencia de timing de mercado, pero su estimador Teta θ , no es significativo dado que no pasa la prueba de Student.

Regresión N° 04

$$Y_1 = 2.3041 + 0.1696 X - 0.0010 Z + 0.8672 AR(1) + Et$$

$$“t” \quad 0.6896 \quad 4.2862 \quad -2.6411 \quad 16.5510$$

$$R^2 = 0.9199 \quad R^2_{aj} = 0.9136$$

$$D.W = 1.929 \quad F = 145.52$$

Para superar los problemas de incongruencia econométrica, introducimos al modelo a estimar la variable AR (1), y la regresión mejoro notablemente en lo siguiente:

- i) En primer lugar se detecta la no existencia de timing de mercado, dado que el valor del estimador teta $\theta = - 0.0010$, en tal sentido como el coeficiente teta $\theta < 0$, se rechaza la hipótesis nula y se considera la hipótesis alternativa, además el estimador θ es muy significativo dado que pasa prueba de “t” Student = -4.2862, mayor al “t” teórico = 1.9852, y para un P - Valor de 0.0119 por ciento < 0.05 por ciento de significación, que es el mínimo aceptable según tabla. Estos resultados nos revelan que no existió estrategias que correspondan a un “timer activo”, hallazgo similar como se encontró para el sistema privado de pensiones.
- ii) Aunque la regresión también nos muestra un alfa positiva, que nos reflejaría la existencia de selectividad ex ante, pero, sin embargo, dicho estimador no pasa la prueba de hipótesis, lo cual le resta significancia a la existencia de selectividad para la AFP Horizonte.
- iii) Así mismo, con la introducción de la variable AR (1), evidencia que se mejora notablemente la influencia de las variables exógenas (X, Z y AR (1)) en el comportamiento de la variable endógena, (Y_1), lo anterior se puede inferir al verificar que el coeficiente de bondad de ajuste, las pruebas de autocorrelación y prueba “F” mejoran significativamente.

En tal sentido, los resultados econométricos de la regresión para AFP Horizonte, son muy similares a los obtenidos por el sistema privado de pensiones en conjunto, básicamente en lo relacionado a la no existencia de timing de mercado, mostrando coeficiente teta θ negativo, y que nos está indicando que los administradores de la AFP Horizonte también carecieron de habilidad o sincronización del mercado financiero y de valores, que hubiera permitido obtener los mejores rendimientos de sus inversiones financieras.

5.6.2 Para AFP Integra de enero del 2010 a diciembre del 2017

Regresión N° 05

$$Y_2 = 32.9149 + 0.1358 X + 0.0007 Z + E_t$$

“t” 5.1570 6.5747 2.3456

R² = 0.5748 R² aj = 0.5657

D.W = 0.3813 F= 62.88

Según la regresión N° 05 nos evidencia la existencia de selectividad ex ante y timing de mercado para la AFP Integra, pero lamentablemente estos resultados econométricos adolecen de serios problemas de especificación del modelo, en donde solo se obtiene un coeficiente de bondad de ajuste $R^2 Aj = 0.56$, lo que significa que las variables exógenas X y Z solo explican un 56 por ciento a la variable endógena Y_2 (rentabilidad real de la AFP Integra ajustado por riesgo). Los estimadores alfa, beta y teta satisfacen la prueba de hipótesis y en primer lugar se mantendría la hipótesis nula, especialmente para teta $\theta > 0$, pero en términos estadísticos y econométricos no se puede considerar como una buena evidencia, dado que además de tener un bajo nivel de bondad de ajuste, hay serios problemas de autocorrelación, $DW = 0.3813$ y la prueba “F” = 62.88 tampoco resulta buena, por lo que se desecha esta regresión.

Regresión N° 06

$$Y_2 = 3.3062 + 0.1468 X - 0.0008 Z + 0.8476 AR (1) + Et$$

“t” 2.1211 5.8955 -3.0817 20.317

R² = 0.8935 R² aj = 0.8900

D.W = 1.9296 F= 254.56

- i) Los resultados obtenidos por la regresión N°06, nos confirman la existencia de selectividad ex ante, el coeficiente alfa es positivo, y es significativo. De otro lado se muestra una relación positiva entre la variable X e Y_2 , aunque la influencia de la variable exógena sobre la endógena no es significativa.
- ii) Así mismo se evidencia la no existencia de Timing de mercado, dado que el coeficiente teta $\theta < 0$, en tal sentido se rechaza la hipótesis nula y se considera la hipótesis alternativa dado que $\theta = - 0.0008$, además el estimador θ es muy significativo, pasa prueba de “t” Student = -3.0817, mayor al “t” teórico = + - 1.9852,

y para un P- Valor de 0.0027 por ciento < 0.05 por ciento, que es el mínimo aceptable según tabla. Estos resultados nos revelan que no existió sincronización o timing de mercado y no se aplicaron estrategias que correspondan un “timer activo” en la AFP Integra.

- iii) Por otro lado, AR (1), representa la variable exógena que mejor explica el comportamiento de la variable Y_2 , dado que el (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP, elevado al cuadrado), del mes anterior explica en 0.8474 por ciento la variación de la variable dependiente Y_2 (Diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP, y la tasa de interés de los certificados BCRP)
- iv) Los problemas de autocorrelación, se corrige al introducirse la variable AR (1), que representa a la variable Z con el retardo de un periodo, la prueba DW= 1.9296 un valor cercano a 2, despeja la duda de la existencia de autocorrelación en el modelo estimado. En tal sentido ahora la variable AR (1), explica significativamente el comportamiento de la variable dependiente Y_2 .
- v) Así mismo la prueba “F” = 254.56, resulta ser también significativa, para evaluar la capacidad explicativa en conjunto de las variables independientes sobre la variación de la variable dependiente.

En conclusión, la AFP Integra, durante el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017 evidencia un coeficiente teta θ negativo, lo cual se infiere la no existencia de timing de mercado, y además nos estaría indicando que los administradores de las AFP Integra no implementaron estrategias de anticipación al mercado, en sus inversiones financieras, intentando adelantarse a los futuros movimientos de los precios de los activos en el mercado, es decir se careció de habilidad o sincronización del mercado financiero y de valores- Así mismo se confirma la existencia de selectividad ex ante.

5.6.3 Para AFP Prima de enero del 2010 a diciembre del 2017

Regresión N° 07

$$Y_3 = 3.2618 + 0.1766 X + 0.0005 Z + Et$$

$$“t” \quad 5.1045 \quad 7.5624 \quad 1.1391$$

$$R^2 = 0.5865 \quad R^2_{aj} = 0.5777$$

$$D.W = 0.3059 \quad F = 65.98$$

Según la regresión N° 07 nos evidencia la existencia de selectividad ex ante y timing de mercado para la AFP Prima, pero lamentablemente estos resultados econométricos adolecen de serios problemas de especificación del modelo, en donde solo se obtiene un coeficiente de bondad de ajuste $R^2_{Aj} = 0.56$, lo que significa que las variables exógenas X y Z solo explican un 56 por ciento a la variable endógena Y_2 (rentabilidad real de la AFP Prima ajustado por riesgo). Los estimadores alfa, beta y teta satisfacen la prueba de hipótesis y en primer lugar se mantendría la hipótesis nula, especialmente para teta $\theta > 0$, pero en términos estadísticos y econométricos no se puede considerar como una buena evidencia, dado que además de tener un bajo nivel de bondad de ajuste, hay serios problemas de autocorrelación, $DW = 0.3813$ y la prueba “F” = 62.88 tampoco resulta buena, por lo que se desecha esta regresión.

Regresión N° 08

$$Y_3 = 3.2282 + 0.1627 X - 0.0010 Z + 0.8786 AR(1) + Et$$

$$“t” \quad 1.6071 \quad 6.3322 \quad -3.3984 \quad 22.9093$$

$$R^2 = 0.9187 \quad R^2_{aj} = 0.9161$$

$$D.W = 1.9571 \quad F = 343.18$$

- i) Los resultados obtenidos por la regresión N°08, nos confirman la existencia de selectividad ex ante, el coeficiente alfa es positivo, y es significativo. De otro lado se muestra una relación positiva entre la variable X e Y_2 , aunque la influencia de la variable exógena sobre la endógena no es significativa.
- ii) Así mismo se evidencia la no existencia de Timing de mercado, dado que el coeficiente teta $\theta < 0$, en tal sentido se rechaza la hipótesis nula y se considera la hipótesis alternativa dado que $\theta = -0.0008$, además el estimador θ es muy significativo, pasa prueba de “t” Student = -3.0817, y mayor al “t” teórico = + - 1.9852, y para un P – Valor de 0.0027 por ciento < 0.05 por ciento de significación que es el mínimo aceptable según tabla. Estos resultados nos revelan que no existió

sincronización o timing de mercado y no se aplicaron estrategias que correspondan un “timer activo” en la AFP Prima

- iii) Por otro lado AR (1), representa la variable exógena que mejor explica el comportamiento de la variable Y_3 , dado que el (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP, elevado al cuadrado), del mes anterior explica en 0.8474 por ciento la variación de la variable dependiente Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP, y la tasa de interés de los certificados BCRP)
- iv) Los problemas de autocorrelación, se corrige al introducirse la variable AR (1), que representa a la variable Z con el retardo de un periodo, la prueba $DW = 1.9296$ un valor cercano a 2, despeja la duda de la existencia de autocorrelación en el modelo estimado. En tal sentido ahora la variable AR (1), explica significativamente el comportamiento de la variable dependiente Y_2 .
- v) Así mismo la prueba “F” = 254.56, resulta ser también significativa, para evaluar la capacidad explicativa en conjunto de las variables independientes sobre la variación de la variable dependiente.

En conclusión, la AFP Prima, durante el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017 evidencia un coeficiente teta θ negativo, lo cual se infiere la no existencia de timing de mercado, y además nos estaría indicando que los administradores de las AFP Prima no implementaron estrategias de anticipación al mercado, en sus inversiones financieras, intentando adelantarse a los futuros movimientos de los precios de los activos en el mercado, es decir se careció de habilidad o sincronización del mercado financiero y de valores. Así mismo se confirma la no existencia de selectividad ex ante.

5.6.4 Para AFP Profuturo de enero del 2010 a diciembre del 2017

Regresión N° 09

$$Y_4 = 3.2334 + 0.1308 X + 0.0009 Z + Et$$

$$“t” \quad 5.4374 \quad 6.0196 \quad 2.7540$$

$$R^2 = 0.5627 \quad R^2_{aj} = 0.5533$$

$$D.W = 0.3570 \quad F = 59.83$$

Según la regresión N° 09 nos evidencia la existencia de selectividad ex ante y timing de mercado para la AFP Profuturo, pero lamentablemente estos resultados econométricos adolecen de serios problemas de especificación del modelo, en donde solo se obtiene un coeficiente de bondad de ajuste $R^2_{Aj} = 0.56$, lo que significa que las variables exógenas X y Z solo explican un 56 por ciento a la variable endógena Y (rentabilidad real de la AFP Integra ajustado por riesgo). Los estimadores alfa, beta y teta satisfacen la prueba de hipótesis y en primer lugar se mantendría la hipótesis nula, especialmente para teta $\theta > 0$, pero en términos estadísticos y econométricos no se puede considerar como una buena evidencia, dado que además de tener un bajo nivel de bondad de ajuste, hay serios problemas de autocorrelación, $DW = 0.3813$ y la prueba “F” = 62.88 tampoco resulta buena, por lo que se desecha esta regresión.

Regresión N° 10

$$Y_4 = 3.4495 + 0.1400 X - 0.0007 Z + 0.8607 AR(1) + Et$$

$$“t” \quad 2.0058 \quad 5.5766 \quad -2.6471 \quad 21.6210$$

$$R^2 = 0.9006 \quad R^2_{aj} = 0.8974$$

$$D.W = 1.9239 \quad F = 275.09$$

- i) Los resultados obtenidos por la regresión N°10, nos confirman la existencia de selectividad ex ante, el coeficiente alfa es positivo, y es significativo. De otro lado se muestra una relación positiva entre la variable X e Y, aunque la influencia de la variable exógena sobre la endógena no es significativa.
- ii) Así mismo se evidencia la no existencia de Timing de mercado, dado que el coeficiente teta $\theta < 0$, en tal sentido se rechaza la hipótesis nula y se considera la hipótesis alternativa dado que $\theta = - 0.0008$, además el estimador θ es muy significativo, pasa prueba de “t” Student = -3.0817, mayor al “t” teórico = + - 1.9852, y para un P - Valor de 0.0027 por ciento < 0.05 por ciento de significación, que es el mínimo aceptable según tabla. Estos resultados nos revelan que no existió sincronización o timing de mercado y no se aplicaron estrategias que correspondan un “timer activo” en la AFP Profuturo.

- iii) Por otro lado AR (1), representa la variable exógena que mejor explica el comportamiento de la variable Y_4 , dado que el (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP, elevado al cuadrado), del mes anterior explica en 0.8474 por ciento la variación de la variable dependiente Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP, y la tasa de interés de los certificados BCRP)
- iv) Los problemas de autocorrelación, se corrige al introducirse la variable AR (1), que representa a la variable Z con el retardo de un periodo, la prueba DW= 1.9296 un valor cercano a 2, despeja la duda de la existencia de autocorrelación en el modelo estimado. En tal sentido ahora la variable AR (1), explica significativamente el comportamiento de la variable dependiente Y_4 .
- v) Así mismo la prueba “F” = 254.56, resulta ser también significativa, para evaluar la capacidad explicativa en conjunto de las variables independientes sobre la variación de la variable dependiente.

En conclusión, la AFP Profuturo, durante el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017 evidencia un coeficiente teta θ negativo, lo cual se infiere la no existencia de timing de mercado, y además nos estaría indicando que los administradores de las AFP Profuturo no implementaron estrategias de anticipación al mercado, en sus inversiones financieras, intentando adelantarse a los futuros movimientos de los precios de los activos en el mercado, es decir se careció de habilidad o sincronización del mercado financiero y de valores; Sin embargo la regresión econométrica nos revela la existencia de selectividad ex ante.

5.6.5 Para AFP Hábitat de enero del 2015 a diciembre del 2017

Regresión N° 11

$$Y_5 = 5.4379 + 0.0754 X + 0.0002 Z + E_t$$

$$“t” \quad 6.6385 \quad 3.7075 \quad 0.3266$$

$$R^2 = 0.3422 \quad R^2_{aj} = 0.3023$$

$$D.W = 0.4750 \quad F = 8.58$$

Los resultados econométricos obtenidos para la AFP Hábitat, para un periodo más corto, (36 Observaciones) nos muestran que siguen el mismo patrón del sistema privado de pensiones para ecuaciones iniciales y con los mismos problemas de especificación del modelo, presencia de autocorrelación y la prueba “F” no es significativa, también la regresión nos revela débilmente la existencia de timing de mercado, pero su estimador Teta θ , no es significativo dado que no pasa la prueba de Student.

Regresión N° 12

$$Y_5 = 5.2517 + 0.0953 X + 0.0002 Z + 0.7733 AR (1) + Et$$

$$“t” \quad 2.9023 \quad 1.9106 \quad 0.3883 \quad 5.5520$$

$$R^2 = 0.7274 \quad R^2_{aj} = 0.7010$$

$$D.W = 1.4823 \quad F = 27.57$$

Para superar los problemas de incongruencia econométrica, se introdujo al modelo, la variable AR (1), y la regresión nos muestra algunos resultados un tanto distintos al de las otras AFPs. y al propio sistema privado de pensiones, de la manera siguiente.

- i) En la regresión se detecta la existencia de timing de mercado, dado que el valor del estimador teta $\theta = 0.0002$ un valor positivo pero muy cercano a cero, sin embargo a pesar que el coeficiente teta $\theta > 0$, la aceptación de la hipótesis, queda muy debilitada dado que el estimador θ , no es significativo al no pasar prueba de “t” Student = 0.3883, menor al valor de “t” teórico = ± 2.042 , y para un P – Valor de 0.0666 por ciento > 0.005 por ciento, que es el mínimo aceptable según tabla; El “t” Student. En tal sentido a la luz de estos resultados nos permite inferir que no existió Timing de mercado, no se aplicó estrategias que correspondan a un “timer activo”.
- ii) Aunque la regresión también nos muestra un alfa “ α ” positivo, que nos reflejaría la existencia de selectividad ex ante, al igual como mostro con el propio modelo de estimación del alfa de Jansen.

iii) Con la introducción de la variable AR (1), la regresión mejora notablemente en lo que respecta a la influencia de las variables exógenas (X, Z y AR(1)) en el comportamiento de la variable endógena, (Y₅), lo anterior se puede inferir al verificar que el coeficiente de bondad de ajuste, $R^2_{aj} = 0.7010$ es significativo, pero la prueba de autocorrelación mejora un poco pero no lo suficiente, y lo mismo se puede decir de la prueba “F” .

Se concluye entonces, de los resultados econométricos obtenidos, que la AFP Hábitat (único caso) no son similares a los obtenidos por el sistema privado de pensiones en conjunto, especialmente en lo que respecta en la existencia de timing de mercado, pero sin embargo hay cierta debilidad en la contratación de la hipótesis del coeficiente teta θ , por lo tanto se puede inferir que no existió Timing de mercado , no se aplicó estrategias que correspondan a un “timer activo”, es decir los administradores de la AFP Hábitat también carecieron de habilidad o sincronización del mercado financiero y de valores, que hubiera permitido obtener los mejores rendimientos de sus inversiones financieras, también se detecta la existencia de selectividad ex ante.

CAPÍTULO VI: DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS

Para discutir los resultados arribados en nuestra investigación, con trabajos de otros autores y relacionados con tema, primero vamos a resumir los resultados de la evidencia empírica para contrastar la hipótesis de la existencia de selectividad (alfa de Jansen) y la existencia de Timing de Mercado (capacidad de sincronización de mercado) para el sistema privado de pensiones y para cada AFP en particular, en el periodo de enero comprendido de 2010 a diciembre del 2017.

6.1 Contrastacion y demostracion de las hipotesis con los resultados obtenidos

6.1.1 Resultados sobre a la existencia de selectividad, medido a través del Alfa de Jansen para el sistema privado de pensiones, entre enero del 2010 a diciembre de 2017.

La existencia de selectividad ex ante, en el sistema privado de pensiones, nos evidencia de un buen manejo de las carteras de inversiones financieras de parte de las AFPs. Es decir que los administradores han logrado tener un desempeño financiero positivo, y lograr rendimientos superiores al mercado.

En la tabla N° 04 , se muestra los resultados hallados para el sistema privado de pensiones en conjunto., que en principio se aceptaría la hipótesis nula de que el alfa de Jansen (α)= 2.9383 es mayor que cero, en tal sentido el sistema privado de pensiones en el Perú muestra la existencia de selectividad ex ante, de sus inversiones financieras en el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017 y obtener rentabilidades reales ajustadas por riesgo por encima de la variación del índice bursátil ajustada por riesgo.

Pero sin embargo la prueba “t” no es significativa, “t” hallado en la regresión es = 1.5584 es menor al “t “de tabla que es + - 1.9852; Así mismo el P - Valor del coeficiente α es $0.1226 > 0.05$ de significación.

Así mismo, en el modelo estimado para SPP, se evidencia que variable exógena X, influye de manera positiva sobre la variable dependiente Y, pero el efecto es muy reducido si consideramos el mismo periodo, en cambio es altamente significativo cuando se considera el retardo de un periodo de $X = AR(1)$, en este caso el coeficiente de la variable $AR(1)$, es 0.8691 es decir influye de manera significativa sobre Y. Esto

significa que Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP, y la tasa de interés de los certificados BCRP), es explicado significativamente por AR (1) (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP).

Las pruebas de bondad de ajuste R^2 aj, DW y F son significativas.

Tabla 4

Resultados de la existencia de selectividad (Alfa de Jansen), en el sistema privado de pensiones: 2010-2017

AFP	Coef.α	"t"	Coef.β	"t"	Coef.€	"t"	R ² aj	D.W	"F"
Horizonte	2.0824	0.5365	0.0921	3.1984	0.8766	15.155	0.8999	2.004	185.35
Integra	2.9928	1.7822	0.0974	4.8804	0.8541	18.7813	0.8798	1.9836	345.26
Prima	2.9168	1.2726	0.1051	5.1125	0.8895	21.7657	0.9065	1.9475	456.82
Profuturo	3.1931	1.7436	0.0970	4.9008	0.8666	20.3799	0.8907	1.9680	384.1
Hábitat	5.4739	3.1416	0.1041	2.5092	0.7772	5.9180	0.7087	1.4851	42.37
SPP	2.9383	1.5584	0.1003	4.9992	0.8691	20.1543	0.8917	1.9614	388.18
Fuente: Elaboracion del autor									
Prueba "t" Student para un nivel de significación de 0.05, según valor teórico, para (N-k)= N° de Observaciones									
	(N-k)= 93 observaciones para SPP, AFP: Integra, Prima y Profuturo, "t" teórico = +- 1.9852								
	(N-k)= 40 observaciones para AFP: Horizonte, "t" teórico = +- 2.021								
	(N-k)= 33 observaciones para AFP Hábitat, "t" teórico = +- 2.042								

6.1.2 Resultados sobre a la existencia de selectividad, medido a través del Alfa de Jansen para cada AFP, entre enero del 2010 a diciembre de 2017.

6.1.2.1 AFP HORIZONTE. - Para la AFP Horizonte solo se considera un periodo, que va de enero del 2010 a julio del 2013(40 observaciones, teniendo en consideración los grados de libertad). Los resultados obtenidos por AFP Horizonte respecto a la existencia de selectividad, es más débil, que del SPP, debido a que el coeficiente alfa $\alpha= 2.0824$, aunque tenga un valor positivo, sin embargo la prueba "t" no es significativa, "t" hallado en la regresión es = 0.5365 menor al "t" de tabla que es +- 2.021; Así mismo el P - Valor del coeficiente α es 0.5946 > 0.05 de significación., de acuerdo a estos resultados el estimador alfa de Jansen no resultaría ser eficiente. Estos valores de la prueba de "t" de Student no resisten para sostener la hipótesis nula de existencia de selectividad ex ante en el manejo de las inversiones financiera de la AFP Horizonte.

Así mismo, la variable independiente AR (1) (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP) explica directamente a la variable dependiente, Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de la AFP Profuturo y la tasa de interés de los certificados BCRP).

el valor del coeficiente $\epsilon = 0.8766$, la prueba “t” nos da un valor = 15.1550, muy significativo. Las pruebas de bondad de ajuste R^2 aj, DW y F resultan ser significativas, al igual que resto de las AFP y del SSP.

6.1.2.2 AFP INTEGRAL. Los resultados empíricos para la AFP Integra, respecto a la existencia de selectividad, son casi parecidos a los obtenidos por SPP, con algunas mejoras en los valores de Alfa de Jansen y prueba “t” de Student. tenemos que el coeficiente alfa $\alpha = 2.9928$, la “t” de Student = 1.7822, Así mismo el P - Valor del coeficiente α es $0.0780 > 0.05$ de significación., Estos valores de la prueba de “t” de Student puede considerar muy ajustados para sostener la hipótesis nula de existencia de selectividad ex ante en el manejo de las inversiones financieras de la AFP Integra.

Así mismo, la variable dependiente, Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de la AFP Integra y la tasa de interés de los certificados BCRP), es explicado en relación directa y de manera significativa por AR (1) (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP), el valor del coeficiente $\epsilon = 0.8541$, la prueba “t” nos da un valor = 18.8713 muy significativo.

Las pruebas de bondad de ajuste R^2 aj, DW y F resultan ser significativas, al igual que resto de las AFP y del SSP.

6.1.2.3 AFP PRIMA. - Para la AFP Prima, respecto a la existencia de selectividad ex ante, son también parecidos a los obtenidos por SPP. Así tenemos que el coeficiente alfa $\alpha = 2.9168$, Pero la “t” de Student estimada = 1.2726, un valor no significativo, que se confirma con un P - Valor del coeficiente α es $0.2063 > 0.05$ de significación. Con valor de la prueba de “t” de Student no significativo, el coeficiente alfa de Jansen no sería eficiente, para aceptar la hipótesis nula de

existencia de selectividad ex ante en el manejo de las inversiones financiera de la AFP Prima.

Así mismo, respecto a la variable dependiente, Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de la AFP Prima y la tasa de interés de los certificados BCRP), es explicado en forma directa por la variable exógena AR (1) (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP), el valor del coeficiente $\epsilon = 0.8895$, la prueba “t” nos da un valor = 21.7657 muy significativo. Las pruebas de bondad de ajuste R^2 aj, DW y F, también resultan ser significativas, al igual que resto de las AFP y del SSP.

6.1.2.4 AFP PROFUTURO. - Los resultados empíricos para la AFP Profuturo, respecto a la existencia de selectividad, son casi parecidos a los obtenidos por SPP, con algunas mejoras en los valores de Alfa de Jansen y prueba “t” de Student. tenemos que el coeficiente alfa $\alpha = 3.1931$, la “t” de Student = 1.7436, Así mismo el P - Valor del coeficiente α es $0.0846 > 0.05$ de significación., Estos valores de la prueba de “t” de Student puede considerarse muy ajustado para sostener la hipótesis nula de existencia de selectividad ex ante en el manejo de las inversiones financiera de la AFP Profuturo.

Así mismo, la variable independiente AR (1) (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP) explica directamente a la variable dependiente, Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de la AFP Profuturo y la tasa de interés de los certificados BCRP), el valor del coeficiente $\epsilon = 0.8666$, la prueba “t” nos da un valor = 20.3799 muy significativo.

Las pruebas de bondad de ajuste R^2 aj, DW y F resultan ser significativas, al igual que resto de las AFP y del SSP.

6.1.2.5 AFP HABITAT. -La AFP Hábitat solo se considera un periodo, comprendido de enero del 2015 a diciembre del 2017(33 observaciones, teniendo en consideración los grados de libertad). Los resultados obtenidos por AFP Hábitat respecto a la existencia de selectividad, son los siguientes: El coeficiente alfa $\alpha = 5.4739$, tiene un valor positivo (el valor más alto de todas las AFP y del propio SSP), y además

la prueba “t” es significativa, el “t” hallado en la regresión es = 3.1416 mayor al “t” de tabla que es + - 2.042; Así mismo el P - Valor del coeficiente α es 0.0036 < 0.05 de significación. Los resultados obtenidos por AFP Hábitat son los mejores obtenidos de todas las AFP y el propio SSP, respecto a la aceptación de la hipótesis nula de la existencia de selectividad en el manejo de las inversiones financiera de la AFP Hábitat.

Así mismo, el valor del coeficiente $\epsilon = 0.7772$, la prueba “t” nos da un valor = 5.9180 es significativo, en tal sentido se infiere que la variable dependiente, Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP Hábitat y la tasa de interés de los certificados BCRP), es explicado en forma directa y significativamente por AR (1) (Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP) con el rezago de un periodo.

Las pruebas de bondad de ajuste R^2 aj, DW y F, también resultan ser significativas, al igual que resto de las AFP y del SSP.

6.1.3 Resultados sobre la capacidad de Sincronización de Mercado, medido a través del Timing de Mercado, para el sistema privado de pensiones, entre enero del 2010 a diciembre de 2017.

La definición de timing de mercado, que usamos en la presente investigación, es la siguiente: “Es la habilidad de sincronización en el mercado financiero, que consiste en anticipar los cambios en dichas tendencias a través de un ajuste de las betas de sus portafolios, para lo cual se utilizará el método aportado por **Treynor y Mazuy (1966)**”.

Así mismo respecto al modelo econométrico utilizado, es el planteado por **Treynor y Mazuy (1966)**, y **Admati, Bhattacharya, Pfleiderer y Ross (1966)**, quienes proponen el método de regresión cuadrática, que consiste en ajustar una curva cuadrática en vez de una línea recta”. En tal sentido el modelo tradicional CAPM y también el utilizado por Jansen, quedaría formulado de la forma siguiente:

$$r_{pt} - r_{lt} = \alpha + \beta_p (r_{mt} - r_{lt}) + \theta (r_{mt} - r_{lt})^2 + \epsilon_t$$

En la tabla N° 03 se mostró las regresiones econométricas a estimarse para el sistema privado de pensiones y para AFP, mientras que en la tabla N°05 se muestran en forma resumida los resultados obtenidos, en donde se comprueba la no existencia de timing de mercado para el sistema privado de pensiones, durante el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017, dado que el coeficiente teta $\theta = -0.00086$, y la correspondiente prueba "t" estimada es significativa y es igual a -2.9844 , para un P – valor de $0.0036 < 0.005$ de significación. En tal sentido nos permite inferir que se rechaza la hipótesis nula, y aceptar la hipótesis alternativa de la no existencia de timing de mercado, y que no hubo capacidad de sincronización en el mercado financiero de parte de los administradores del sistema privado de pensiones, para realizar sus inversiones financieras, conducentes a obtener la máxima rentabilidad real ajustada por riesgo.

Tabla 5

Resultados de la existencia de Timing de mercado (capacidad de sincronización de Mercado), en el sistema privado de pensiones: 2010-2017

AFP	Coef. α	"t"	Coef. β	"t"	Coef. θ	"t"	Coef. ϵ	"t"	R ² aj	D.W	"F"
Horizonte	2.3041	0.6896	0.1696	4.2862	-0.0010	-2.6411	0.8672	16.5510	0.9136	1.9290	145.52
Integra	3.3062	2.1211	0.1468	5.8955	-0.0008	-3.0817	0.8476	20.3170	0.8900	1.9296	254.56
Prima	3.2282	1.6071	0.1627	6.3322	-0.0010	-3.3984	0.8786	22.9093	0.9161	1.9571	343.18
Profuturo	3.4495	2.0058	0.1400	5.5766	-0.0007	-2.6471	0.8607	21.6210	0.8974	1.9239	275.09
Hábitat	5.2517	2.9023	0.0953	1.9106	0.0002	0.3883	0.7733	5.5520	0.7010	1.4823	27.57
SPP	3.2252	1.8668	0.1492	5.9125	-0.0008	-2.9844	0.8618	21.5031	0.9003	1.9288	283.94
Fuente: Elaboracion del autor											
Prueba "t" Student para un nivel de significación de 0.05, según valor teórico de tabla para (N-k)= N° de Observaciones											
	(N-k)= 92 observaciones para SPP, AFP: Integra, Prima y Profuturo, "t" teórico = + -1.9852										
	(N-k)= 39 observaciones para AFP: Horizonte, "t" teórico = + - 2.021										
	(N-k)= 32 observaciones para AFP Hábitat, "t" teórico = + - 2.042										

De los resultados obtenidos para el SPP, también nos permite afirmar que los gestores o administradores de las AFP en Perú, no aplicaron estrategias que correspondan a un “timer activo”, de tomarse el pulso al mercado, y comprar activos cuando los precios de los activos financieros están subvaluados, y vender dichos activos cuando los precios están sobrevaluados, de esta manera obtener el máximo rendimientos de sus carteras invertidas en el mercado financiero.

Respecto a la existencia de selectividad ex ante, en este nuevo modelo, el SPP muestra un alfa de Jansen (α) positivo, pero tiene problemas en la contrastación de la hipótesis nula dado que “t” no es significativo, y este mismo problema se repite para algunas AFP como: Horizonte y Prima.

La prueba de bondad de ajuste del modelo R^2 ajustado= 0.90 es un valor altamente significativo, y viene complementado con la existencia de autocorrelación, dado que DW es muy cercano a 2.00 (existencia segura de no autocorrelación entre los residuos) y la prueba de asociación de variables n conjunto “F”, también resulta significativa estadísticamente.

6.1.4 Resultados sobre la capacidad de sincronización de mercado, medido a través del Timing de Mercado para cada AFP, entre enero del 2010 a diciembre de 2017.

6.1.4.1 AFP HORIZONTE. - Para la AFP Horizonte solo se considera un periodo, que va de enero del 2010 a julio del 2013(39 observaciones, teniendo en consideración los grados de libertad de la nueva ecuación a estimarse).

La ecuación estimada para la AFP Horizonte, se comprueba también la no existencia de timing de mercado, a pesar de ser un periodo más corto, que va de enero del 2010 a julio del 2013, dado que el coeficiente teta $\theta = - 0.0010$, mayor que del SPP, y la correspondiente prueba “t” estimada es significativa y es igual a $- 2.6411$, para un P – valor de $0.019 < 0.005$ de significación. En tal sentido nos permite también rechazar la hipótesis nula de existencia de timing de mercado, y aceptar la hipótesis alternativa de la no existencia de timing de mercado para la AFP Horizonte, y ademá afirmar que no hubo capacidad de sincronización en el mercado financiero de parte de los gestores de la AFP Horizonte, para realizar sus

inversiones financieras, que permitan obtener la máxima rentabilidad real ajustada por riesgo.

Así mismo, se evidencia respecto a la existencia de selectividad ex ante, un valor de alfa de Jansen (α) positivo, pero tiene problemas en la contrastación de la hipótesis nula dado que “t” no es significativo, dado que “t” estimado para (α) = 0.6896 menor al valor mínimo de tabla = + - 2.021(ver tabla N°05), y un P – Valor de 0.4946 > 0.05 de significación.

La prueba de bondad de ajuste del modelo R^2 ajustado= 0.9136 es un valor altamente significativo, y viene complementado con la existencia de autocorrelación, dado que DW= 1.9290 es muy cercano a 2.00 (existencia segura de no autocorrelación entre los residuos) y la prueba de asociación de variables n conjunto “F”, también resulta significativa estadísticamente.

6.1.4.2 AFP INTEGRAL. - La ecuación estimada para la AFP Integra, se comprueba también la no existencia de timing de mercado, dado que el coeficiente teta θ = - 0.0010, mayor que del SPP, y la correspondiente prueba “t” estimada es significativa y es igual a - 2.6411, para un P – valor de 0.019 < 0.005 de significación. En tal sentido nos permite también rechazar la hipótesis nula de existencia de Timing de mercado, y aceptar la hipótesis alternativa de la no existencia de timing de mercado para la AFP Integra, y ademas afirmar que no hubo capacidad de sincronización en el mercado financiero de parte de los gestores de la AFP Integra, para realizar sus inversiones financieras, que permitan obtener la máxima rentabilidad real ajustada por riesgo.

Así mismo, se evidencia respecto a la existencia de selectividad ex ante, un valor de alfa de Jansen (α) positivo, pero tiene problemas en la contrastación de la hipótesis nula dado que “t” no es significativo, dado que “t” estimado para (α) = 0.6896 menor al valor mínimo de tabla = + - 1.9852(ver tabla N°05), y un P – Valor de 0.4946 > 0.05 de significación.

La prueba de bondad de ajuste del modelo R^2 ajustado= 0.8900 es un valor altamente significativo, y viene complementado con la existencia de autocorrelación, dado que DW= 1.9296 es muy cercano a 2.00 (existencia

segura de no autocorrelación entre los residuos) y la prueba de asociación de variables n conjunto “F”, también resulta significativa estadísticamente.

6.1.4.3 AFP PRIMA. - La ecuación estimada para la AFP Prima, se comprueba también la no existencia de timing de mercado, dado que el coeficiente teta $\theta = - 0.0009$, mayor también que del propio SPP, y la correspondiente prueba “t” estimada es significativa y es igual a $- 2.6471$, para un P – valor de $0.0096 < 0.05$ de significación. En tal sentido nos permite también rechazar la hipótesis nula de existencia de timing de mercado, y aceptar la hipótesis alternativa de la no existencia de timing de mercado para la AFP Prima, y ademas afirmar que no hubo capacidad de sincronización en el mercado financiero de parte de los gestores de la AFP Prima, para realizar sus inversiones financieras, que permitan obtener la máxima rentabilidad real ajustada por riesgo.

Así mismo, se evidencia respecto a la existencia de selectividad ex ante, un valor de alfa de Jansen (α) positivo, pero tiene problemas en la contrastación de la hipótesis nula dado que “t” no es significativo, dado que “t” estimado para (α) = 1.6071 menor al valor mínimo de tabla = $+ - 1.9852$ (ver tabla N°05), y un P – Valor de $0.1115 > 0.05$ de significación.

La prueba de bondad de ajuste del modelo R^2 ajustado= 0.9161 es un valor altamente significativo, y viene complementado con la existencia de autocorrelación, dado que $DW= 1.9290$ es muy cercano a 2.00 (existencia segura de no autocorrelación entre los residuos) y la prueba de asociación de variables n conjunto “F”, también resulta significativa estadísticamente.

6.1.4.4 AFP PROFUTURO. - La ecuación estimada para la AFP Profuturo se comprueba también la no existencia de timing de mercado, dado que el coeficiente teta $\theta = - 0.0010$, menor que del SPP, y la correspondiente prueba “t” estimada es significativa y es igual a $- 2.6471$, para un P – valor de $0.0096 < 0.05$ de significación. En tal sentido nos permite también rechazar la hipótesis nula de existencia de timing de mercado, y aceptar la hipótesis alternativa de la no existencia de timing de mercado para la AFP Profuturo y ademas afirmar que no hubo capacidad de sincronización en el mercado financiero de parte de los

gestores de la AFP Profuturo, para realizar sus inversiones financieras, que permitan obtener la máxima rentabilidad real ajustada por riesgo.

De igual manera, se evidencia respecto a la existencia de selectividad ex ante, un valor de alfa de Jansen (α)= 3.4495 valor positivo, y además la prueba “t” de Student estimada para (α) = 2.005 mayor al valor mínimo de tabla = + - 1.1952(ver tabla N°05), y un P – Valor de 0.04786 < 0.05 de significación. En tal sentido se acepta la hipótesis de la existencia de selectividad ex en las inversiones financieras de la AFP Profuturo

La prueba de bondad de ajuste del modelo R^2 ajustado= 0.8974 es un valor altamente significativo, y viene complementado con la existencia de autocorrelación, dado que DW= 1.939 es muy cercano a 2.00 (existencia segura de no autocorrelación entre los residuos) y la prueba de asociación de variables n conjunto “F”, también resulta estadísticamente significativa.

6.1.4.5 AFP HÁBITAT. - Para la AFP Hábitat solo se considera un periodo, que va de enero del 2015 a diciembre del 2017 (32 observaciones, teniendo en consideración los grados de libertad de la nueva ecuación a estimarse).

La ecuación estimada para la AFP Hábitat, a diferencia de las otras AFP y del propio SPP, se obtiene un valor positivo de teta $\theta = 0.0003$, un valor muy cercano a cero, pero sin embargo la correspondiente prueba “t” de Student estimada no es significativa y es igual a: 0.0388 un valor muy inferior al “t” mínimo de tabla + – 2.042. El coeficiente teta θ tiene un P – valor de 0.70004 > 0.005 de significación, lo cual evidencia que dicho coeficiente no es eficiente. En tal sentido, con estos nos permite también rechazar la hipótesis nula de existencia de timing de mercado, y aceptar la hipótesis alternativa de la no existencia de timing de mercado para la AFP Hábitat, y afirmar que no hubo capacidad de sincronización en el mercado financiero de parte de los gestores de la AFP Hábitat, para realizar sus inversiones financieras, que permitan obtener la máxima rentabilidad real ajustada por riesgo.

Así mismo, con respecto a la existencia de selectividad ex ante, un valor del coeficiente alfa de Jansen (α) es positivo, pero tiene problemas en la

contrastación de la hipótesis nula dado que “t” no es significativo.

La prueba de bondad de ajuste del modelo R^2 ajustado= 0.7010, pero también aparece otro problema estadístico de existencia dudosa de autocorrelación, dado que $DW = 1.4823$, y finalmente la prueba “F” tampoco es buena.

6.2 Contrastación de los resultados obtenidos con otros estudios similares

En un estudio similar, pero realizado para periodo diferente, se encuentran resultados diferentes para el alfa de Jansen, pero contundentes para demostrar la no existencia de selectividad, “Los resultados de estimación del Alfa de Jansen, revela un coeficiente negativo de - 0.552175, por lo que nos permite afirmar, que las Administradoras de Fondos Privados de Pensiones en el Perú, han mostrado un desempeño financiero negativo, durante el período de 2006-2012, en tal sentido la administración de carteras o portafolio de los fondos de pensiones no fue eficiente, es decir los resultados también reflejan la no existencia de selectividad, a nivel de todo el sistema privado de pensiones”, y luego afirma “Como el coeficiente no pasa la prueba de test de Student, se puede asumir que dicho coeficiente es cero, con lo cual tampoco expresaría una situación de eficiencia” **Moncada, L.(2015),pág.70.**

Así mismo respecto a la relación existente entre la variable independiente X((Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP) con el rezago de un periodo) y la dependiente Y(Diferencial de la tasa de rentabilidad del SPP y la tasa de interés de los certificados BCRP), me evidencia resultados similares a los obtenidos en el presente trabajo de investigación y que corresponde para un periodo más reciente, así tenemos que “ El coeficiente Beta ($\beta_p = 0.173608$) es estadísticamente significativo al 5% de significación., su valor es positivo y menor a la unidad, lo que nos refleja que el diferencial de la tasa de rendimiento del mercado de valores y la tasa de interés de libre riesgo ($r_m - r_l$) = X influye positivamente en la determinación de la tasa de rentabilidad ajustada de los portafolios de las AFP. El coeficiente **teta** $\theta = 0.922400$, también resulta estadísticamente significativo y su valor es positivo, en tal sentido indicaría que la tasa de rentabilidad ajustada de los portafolios

de las AFP, estarían determinadas también por el rezago de un periodo de la propia variable X.” **Moncada, L. (2015, pág.71.)**

Cabe precisar que en el estudio antes aludido el valor del estimador de teta θ , corresponde al coeficiente de (AR 1) de la variable X, rezagada en un periodo.

Respecto a la existencia de timing de mercado, se detecta también en **Moncada, L. (2015)**, resultados similares a los obtenidos en la presente investigación, así tenemos: “La evidencia empírica, nos arroja un estimador teta ($\theta = - 0.000553$) negativo, en tal sentido se puede afirmar que en el sistema privado de pensiones peruano, durante el periodo de 2006-2012, no se detecta la existencia de Timing de Mercado, manifestada o reflejada en la habilidad del administrador para capturar o batir el mercado, comprando activos subvaluados a bajos precios y vender a precios altos, cuando el mercado así lo indique y maximizar los rendimientos minimizando los riesgos inherentes.” **Moncada, L. (2015 pág. 73)** Los resultados a nivel de cada AFPs reflejan también el mismo comportamiento reflejado para el sistema privado de pensiones.

Así mismo, en el estudio sobre “**Evaluación de Portafolio de Inversionistas Institucionales, para un periodo comprendido entre 1994 y 1998**”, en la evaluación de portafolio en el sistema privado de pensiones se indica respecto selectividad se indica lo siguiente: “La selectividad es el indicador de Jansen, y de las cinco AFP, solamente una de ellas Profuturo posee una gestión de selectividad. El rendimiento promedio que sobre ISBVL genera este fondo es de 0.1 por ciento semanal. Por tanto, se puede decir que la gestión de portafolio eficiente de Profuturo habría sido producto de una adecuada selección de valores” (véase en **Castillo, P y Lama, R. 1998-BCRP-Revista de estudios económicos, pág.24.**)

Respecto a la existencia de timing de mercado, estos mismos autores concluyen lo siguiente: “El Timing refleja la habilidad que puede tener una administración de portafolio para anticiparse a los movimientos del mercado. Si existe timing en la administración de alguna AFP, esta tendría un retorno superior a las demás AFP, debido a que gana más cuando el mercado sube y pierde menos éste baje. Esta característica se puede medir con el indicador Treynor-Mazury. En el caso de las AFP, los resultados indican que ninguna de ellas ha logrado anticiparse al mercado correctamente” (**Castillo, P y Lama, R. 1998 - BCRP-Revista de estudios económicos, pág.25.**)

La medición de performance de un gestor de fondos de inversión o fondo de pensiones requiere de información más frecuente y detallada, para que se mas concluyente tal como sostiene, **Miralles, J.R (2004)** “Entre la principal conclusión que se puede extraer del presente trabajo es, la reducida proporción de los fondos de inversión que consiguen batir el mercado realizando estrategias de timing correctas. No obstante, también se deduce del presente estudio, la utilidad del incremento de la frecuencia temporal de las observaciones, ya que se comprueba con el empleo en el análisis de datos diarios se observa mayor significatividad de los resultados obtenidos. Por lo que consideramos la utilización de frecuencias diarias para la evolución de la performance de los fondos de Inversión” (véase en **Cuadernos de Economía y Dirección de Empresas, pág. 61**).

6.3 Responsabilidad ética

- Todo Investigador social, tiene que sujetarse a los principios éticos universales, dado que la investigación y los científicos trabajan en un marco de la sociedad, y las normas de sociedad deben cumplirse en el contexto de las normas de la ciencia y de la investigación; Aunque en la actualidad, hay muchas normas y pautas para regular la investigación, especialmente por el ente rector como es **Concytec** y otras instituciones académicas e institutos de investigación, todas ellas comparten los mismos principios fundamentales de la ética de la investigación, exigiendo el respeto a las personas, beneficencia y justicia, estos principios trascienden los límites geográficos, culturales, legales, económicos y políticos.
- Así mismo a nivel institucional, existe un marco normativo y ético relacionado con la investigación, y en la situación especial que vive el país y el mundo, derivado de la Pandemia del Covid-19, que ha obligado al Gobierno a declarar la emergencia sanitaria y confinamiento social, las actividades relacionadas a la investigación, se ha realizado en un marco de actividades remotas, para cual la institución ha emitido una serie de normas para que docentes y trabajadores realicen sus actividades desde sus domicilios y utilicen plataformas tecnológicas, en tal sentido la investigación de docentes de la Unac se ha tenido que adecuar a las circunstancias, pero respetando los principios éticos de: Honestidad, responsabilidad, objetividad, imparcialidad e independencia, etc.

- Nuestra investigación se ha realizado respetando los principios éticos universales de la investigación, y en términos específicos hemos tenido en consideración lo siguiente.
 - i) Haciendo uso de las mejores métodos y técnicas científicos posibles, con la finalidad de obtener resultados empíricos objetivos, y que sirva de utilidad para 6.6 millones de afiliados del sistema privado de pensiones.
 - ii) Llevar a cabo la investigación de acuerdo a las normativas y protocolos
 - iii) Obtener el consentimiento informado apropiado, para que cualquier interesado tenga acceso a la investigación, a través del correo institucional del investigador, como es lemoncadas@unac.edu.pe.
 - iv) Comunicar los resultados del estudio, a través de la elaboración de un artículo científico, y publicarse en CTI-VITAE de la página web de Concytec.
 - v) Respetar los trabajos consultados y resultados preliminares de otros investigadores.

CONCLUSIONES

- El coeficiente alfa de Jansen (α), es un coeficiente que se obtiene en un modelo de regresión lineal y que mide la existencia de selectividad de un gestor de carteras de inversión financieras por obtener rentabilidades por encima del promedio del mercado financiero, también nos indica que la gestión o desempeño financiero positivo de los fondos privados de pensiones.
- Una de estas estrategias de inversión de los inversionistas de fondos de inversión y de fondos de pensiones, es el denominado timing de mercado, que se utiliza con la finalidad de tomar decisiones de compra-venta de activos financieros, intentando adelantarse a los futuros movimientos de precios del mercado. Esta forma de pronóstico inversor de futuro que está basada en una perspectiva de las condiciones económicas y particularmente del comportamiento del mercado financiero.
- Respecto a la existencia de selectividad ex ante para el sistema privado de pensiones, durante el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017, esta no es significativa, a pesar de mostrar un alfa positivo, sin embargo, se rechaza la hipótesis nula, porque su estimadora alfa de Jansen no es eficiente, muestra un p – valor de $0.1226 > 0.05$ para nivel de significación utilizado.
- Así mismo la variable exógena X, Diferencial de la tasa de variación del IGBVL y la tasa de interés de los certificados BCRP influye de manera positiva sobre la variable dependiente Y (Diferencial de la tasa de rentabilidad de las AFP, y la tasa de interés de los certificados BCRP), pero el efecto es muy reducido con la X del periodo, pero si altamente significativo cuando se considera el retardo de un periodo AR (1).
- Así mismo, la existencia de selectividad ex ante para cada AFP, la evidencia nos muestra que los resultados son similares a los obtenidos por el sistema privado de pensiones, al menos para cuatro AFP: Horizonte, Integra, Prima y Profuturo, su coeficiente alfa de Jansen muestran valores positivos, pero tienen problemas con la prueba de contrastación de hipótesis nulas, sus estimadores alfa de Jansen no son eficientes. Sola la AFP Hábitat muestra un

resultado empírico de existencia de selectividad ex ante, eso significa habilidad del gestor para obtener rentabilidades superiores al mercado, pero la comparación con las demás AFP no puede contundente, debido a que la data es menor de dicha AFP solo considera 36 observaciones.

- La tasa de los Certificados Banco Central de Reserva de Perú (CDBCRP) ajusta la tasa de rentabilidad real de las AFP, y muestra la rentabilidad real ajustada por riesgo. Su ajuste es significativo cuando las AFP tienen rentabilidades reales negativas o menos de dos dígitos, la rentabilidad de CDBCRP mostro un promedio mensual de 3.8 por ciento, frente 4.81 por ciento de tasa de rentabilidad real promedio del sistema privado de pensiones de para periodo bajo estudio.
- En lo que respecta a la capacidad de sincronización del mercado, medido por timing de mercado, los resultados empíricos nos muestran que, para el sistema privado de pensiones, durante el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017, el coeficiente teta $\theta = -0.00086$, (negativo) y la correspondiente prueba “t” estimada es significativa e igual a -2.9844 , para un P – valor de $0.0036 < 0.005$ de significación. En tal sentido nos permite rechazar la hipótesis nula, y aceptar la hipótesis alternativa de la no existencia de timing de mercado, es decir que no hubo capacidad de sincronización en el mercado financiero de parte de los administradores del sistema privado de pensiones, para realizar sus inversiones financieras, conducentes a obtener la máxima rentabilidad real ajustada por riesgo
- Cuando se considera la existencia de timing de mercado para cada de las AFP, la evidencia nos revela que ninguna de ellas logra contrastar la hipótesis nula, de existencia de timing de mercado, dado que el coeficiente teta θ resulta ser negativo, aunque hay el único caso de la AFP Hábitat, que muestra un teta θ positivo cercano a cero, pero dicho estimador no es eficiente, no logra pasar la prueba de Student, mostrando un P – Valor de $0.7004 > 0.05$ por cierto de significación que es el mínimo aceptable, y la ecuación muestra un nivel de autocorrelación, con un $DW = 1.4823$.

- Se concluye entonces, que no hubo capacidad de sincronización en el mercado financiero de parte de los administradores del sistema privado de pensiones, y de cada una de las AFP, durante el periodo de enero del 2010 a diciembre del 2017, para realizar sus inversiones financieras, conducentes a obtener la máxima rentabilidad real ajustada por riesgo

RECOMENDACIONES

- Se debe priorizar estudios y reformas en el sector de las AFPs, dada importancia y que involucra a más de 6.6 millones de afiliados, que cotizan mensualmente con la esperanza de obtener pensiones en su fase de ciclo vital de jubilación que les permitan vivir dignamente como seres humanos, sin embargo, la realidad nos evidencia que las rentabilidades obtenidas son erráticas y no siempre superiores al promedio del mercado financiero.
- Se debería crear un fondo de compensación para garantizar las rentabilidad mínima y estable de los fondos privados de pensiones, dicho fondo sería financiado con aportes de las ganancias que obtienen las propias empresas administradoras, para que de esta forma el riesgo sea compartido entre afiliado y AFP.
- La medición de performance de una administradora de fondos privados de pensiones requiere de información más frecuente y detallada, para que se mas concluyente sus resultados de rentabilidad, selectividad, timing de mercado, eficiencia, en tal sentido como los datos financieros son muy variables, es pertinente efectuar estudios frecuencia de datos semanales, diarios y medir rentabilidades por cartera de inversión sectoriales.
- Las AFP, para mejor su funcionamiento y obtener mayor eficiencia en sus inversiones, deben fomentar y financiar la investigación en temas relacionado a: pensiones e inversiones, aspectos técnicos y normativos, medición de performances que conlleven al que sistema funcione con mayor eficiencia, transparencia y equidad.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Cano, A y Alva, P (2000),” Administradoras de Fondos de Pensiones Peruanas: Análisis y Evaluaciones de Desempeño (1994-1998)”. Centros de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA) - Serie de Cuadernos de Investigación N°52 D.F México.
- Castillo P y Lama R. (1998) “Evaluación de Portafolio de Inversionistas Institucionales: Fondos Mutuos y Fondo de Pensiones”. BCRP, Revista de Estudios Económicos, Vol 3, pág 1-38. Lima - 1998.
- Ferruz, L; Vargas, M (2007), “Análisis de las capacidades de sincronización con el mercado y selección de valores de los gestores de fondos de inversión españoles en condiciones económicas variables”, Trimestre Económico, (Volumen 74, Número 295- págs. 663-683) Fondo de Cultura Económica. México.
- Flores W. (2005) “La Teoría del Portafolio y la Gestión de las Inversiones de los Fondos de Pensiones en el Perú”, Revista de la Facultad de Ciencias Económicas UNMSM. (Vól. N° 10 N°26): Págs. 77-110, Lima.Perú
- Gutiérrez, M. (2002) “La evaluación del Desempeño Financiero de los Fondos de Pensiones Chilenos: 1996-2001”
- Malinvaud Edmond. (1964) “Méthodos stastiques de l' Economérie “Pág. 83- Paris-Francia
- Mendiola, A; Aguirre, C; Buendía, D; Chong, J; Segura, M. (2013), “Análisis del Sistema Privado de Pensiones: Propuesta de Reforma y Generación de Valor, Universidad ESAN, Lima-Perú
- Mendoza, W. (2014) “Como Investigan los Economistas: Guía para elaborar un Proyecto de Investigación de Carácter Cuantitativo”, Lima-Perú
- Moncada, L. (2015) “Timing de Mercado en el Sistema Privado de Pensiones en el Perú, durante el periodo de 2006-2012”, Vice-Rectorado de Investigación-Universidad Nacional del Callao, Callao-Perú.

- J.L. Miralles, M. (2004) “Habilidades de Timing en la gestión de Fondos de Inversión de renta fija”. Cuadernos de Economía y Dirección de empresas (Núm. 21, pags: 047-064) – Madrid- España
- Sandoval, E y Germany, B (2018) “Selectividad, Timing de Mercado y Liderazgo de los Multifondos- AFP en Chile” Trimestre Económico, Vol. LXXXV (4), Núm 340, págs. 801-832
- Sharpe, W, (1974) “Teoría de Cartera y el Mercado de Capitales”, España, Ediciones Deusto S.A.
- Ross, S; Westerfield, R; Jeffren J, (2009) “Finanzas Corporativas”, Editorial Mc. Graw Hill Educación, 8va. Edición, México.
- Zurita, S; Jara C (1999) “Desempeño Financiero de los Fondos de Pensiones Chilenos”, Estudio Público N° 74 -Universidad de Chile - Santiago de Chile.

Publicaciones Web

- Barrera, J. (2014) “Medidas de evaluación: Performance de títulos, carteras o fondos de inversión, capacidad de selección y cantidad y calidad de títulos de una cartera”,
Disponible: [http://economía.edu. Pe/Organización/IIec/Archivos/Revistas IIE/PC10 CAP02.pdf](http://economía.edu.pe/Organización/IIec/Archivos/Revistas_IIE/PC10CAP02.pdf). Artículo web.
- Moncada, Luis(2015) “Timing de Mercado en el Sistema Privado de Pensiones en el Perú, durante el periodo de 2006-2012”,
https://alicia.concytec.gob.pe/vufind/Record/UNAC_e1a5d27984d0287de54ad6350cdec121

ANEXOS

ANEXOS N° 01

REGRESIONES ECONÓMICAS PARA ESTIMAR EL COEFICIENTE DE SELECTIVIDAD ALFA DE JANSEN EN EL SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES:2010-2017

1.) Sistema Privado de Pensiones: Enero del 2010 a diciembre 2017 Considerando AFPs: Integra, Prima y Profuturo

Regresiones N° 01 y 02 Regresiones para el SPP

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 06/22/20 Time: 19:37
Sample: 2010M01 2017M12
Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.659768	0.533465	6.860377	0.0000
X	0.176477	0.016608	10.62634	0.0000
R-squared	0.545716	Mean dependent var		4.609757
Adjusted R-squared	0.540883	S.D. dependent var		7.604907
S.E. of regression	5.152945	Akaike info criterion		6.137627
Sum squared resid	2495.967	Schwarz criterion		6.191051
Log likelihood	-292.6061	Hannan-Quinn criter.		6.159222
F-statistic	112.9190	Durbin-Watson stat		0.257635
Prob(F-statistic)	0.000000			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 06/22/20 Time: 19:38
Sample (adjusted): 2010M02 2017M12
Included observations: 95 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.938356	1.885492	1.558402	0.1226
X	0.100393	0.020082	4.999229	0.0000
AR(1)	0.869135	0.043124	20.15431	0.0000
R-squared	0.894055	Mean dependent var		4.340807
Adjusted R-squared	0.891752	S.D. dependent var		7.171606
S.E. of regression	2.359539	Akaike info criterion		4.585879
Sum squared resid	512.2030	Schwarz criterion		4.666528
Log likelihood	-214.8293	Hannan-Quinn criter.		4.618467
F-statistic	388.1866	Durbin-Watson stat		1.961415
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.87			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

2.) AFP Horizonte: enero 2010 a Julio del 2015

Regresiones N° 03 y 04 Regresiones para AFP Horizonte

Dependent Variable: Y1
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:40
 Sample (adjusted): 2010M01 2013M07
 Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.422253	1.090938	3.136984	0.0032
X	0.212581	0.029557	7.192355	0.0000

R-squared	0.557856	Mean dependent var	6.652278
Adjusted R-squared	0.547072	S.D. dependent var	9.687228
S.E. of regression	6.519498	Akaike info criterion	6.632867
Sum squared resid	1742.658	Schwarz criterion	6.714783
Log likelihood	-140.6066	Hannan-Quinn criter.	6.663075
F-statistic	51.72997	Durbin-Watson stat	0.285023
Prob(F-statistic)	0.000000		

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y1
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:41
 Sample (adjusted): 2010M02 2013M07
 Included observations: 42 after adjustments
 Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.082467	3.880945	0.536588	0.5946
X	0.092197	0.028826	3.198412	0.0027
AR(1)	0.876658	0.057846	15.15507	0.0000

R-squared	0.904809	Mean dependent var	6.078285
Adjusted R-squared	0.899928	S.D. dependent var	9.034299
S.E. of regression	2.857931	Akaike info criterion	5.006822
Sum squared resid	318.5431	Schwarz criterion	5.130942
Log likelihood	-102.1433	Hannan-Quinn criter.	5.052317
F-statistic	185.3515	Durbin-Watson stat	2.004070
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.88
-------------------	-----

Elaboración propia con el software E-views 7.0

3.) AFP Integra: enero 2010 a diciembre de 2017

Regresiones N° 05 y 06 para AFP Integra

Dependent Variable: Y2
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:42
 Sample: 2010M01 2017M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.563279	0.504721	7.059901	0.0000
X	0.168325	0.015713	10.71271	0.0000
R-squared	0.549727	Mean dependent var		4.469388
Adjusted R-squared	0.544937	S.D. dependent var		7.227120
S.E. of regression	4.875299	Akaike info criterion		6.026853
Sum squared resid	2234.243	Schwarz criterion		6.080277
Log likelihood	-287.2890	Hannan-Quinn criter.		6.048448
F-statistic	114.7621	Durbin-Watson stat		0.283752
Prob(F-statistic)	0.000000			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y2
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:43
 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12
 Included observations: 95 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.992864	1.679268	1.782243	0.0780
X	0.097434	0.019964	4.880464	0.0000
AR(1)	0.854140	0.045478	18.78133	0.0000
R-squared	0.882431	Mean dependent var		4.205803
Adjusted R-squared	0.879876	S.D. dependent var		6.785731
S.E. of regression	2.351865	Akaike info criterion		4.579364
Sum squared resid	508.8765	Schwarz criterion		4.660012
Log likelihood	-214.5198	Hannan-Quinn criter.		4.611952
F-statistic	345.2610	Durbin-Watson stat		1.983658
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.85			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

4.) AFP Prima: enero 2010 a diciembre de 2017

Regresiones N° 07 y 08 para AFP Prima

Dependent Variable: Y3
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:45
 Sample: 2010M01 2017M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.686572	0.559918	6.584125	0.0000
X	0.197942	0.017431	11.35573	0.0000
R-squared	0.578386	Mean dependent var		4.752111
Adjusted R-squared	0.573900	S.D. dependent var		8.285506
S.E. of regression	5.408473	Akaike info criterion		6.234424
Sum squared resid	2749.648	Schwarz criterion		6.287848
Log likelihood	-297.2523	Hannan-Quinn criter.		6.256019
F-statistic	128.9525	Durbin-Watson stat		0.257229
Prob(F-statistic)	0.000000			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y3
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:47
 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12
 Included observations: 95 after adjustments
 Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.916822	2.291883	1.272675	0.2063
X	0.105133	0.020564	5.112520	0.0000
AR(1)	0.889504	0.040867	21.76570	0.0000
R-squared	0.908516	Mean dependent var		4.487081
Adjusted R-squared	0.906528	S.D. dependent var		7.909807
S.E. of regression	2.418284	Akaike info criterion		4.635063
Sum squared resid	538.0252	Schwarz criterion		4.715712
Log likelihood	-217.1655	Hannan-Quinn criter.		4.667652
F-statistic	456.8227	Durbin-Watson stat		1.947566
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.89			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

5.) AFP Profuturo: enero del 2010 a diciembre de 2017

Regresiones N° 09 y 10 para AFP Profuturo

Dependent Variable: Y4
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:48
 Sample: 2010M01 2017M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.034243	0.536573	7.518533	0.0000
X	0.170964	0.016704	10.23475	0.0000
R-squared	0.527044	Mean dependent var		4.954558
Adjusted R-squared	0.522013	S.D. dependent var		7.496713
S.E. of regression	5.182973	Akaike info criterion		6.149248
Sum squared resid	2525.142	Schwarz criterion		6.202672
Log likelihood	-293.1639	Hannan-Quinn criter.		6.170843
F-statistic	104.7502	Durbin-Watson stat		0.246915
Prob(F-statistic)	0.000000			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y4
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:49
 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12
 Included observations: 95 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.193123	1.831257	1.743678	0.0846
X	0.097044	0.019802	4.900816	0.0000
AR(1)	0.866601	0.042522	20.37995	0.0000
R-squared	0.893049	Mean dependent var		4.680606
Adjusted R-squared	0.890724	S.D. dependent var		7.036844
S.E. of regression	2.326165	Akaike info criterion		4.557388
Sum squared resid	497.8159	Schwarz criterion		4.638037
Log likelihood	-213.4759	Hannan-Quinn criter.		4.589976
F-statistic	384.1033	Durbin-Watson stat		1.968021
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.87			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

6.) AFP Hábitat: enero 2015 a diciembre de 2017

Regresiones N° 11 y 12 para AFP Hábitat

Dependent Variable: Y5				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/20 Time: 19:50				
Sample (adjusted): 2015M01 2017M12				
Included observations: 36 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.628019	0.568848	9.893718	0.0000
X	0.077983	0.018629	4.186013	0.0002
R-squared	0.340097	Mean dependent var	5.891255	
Adjusted R-squared	0.320688	S.D. dependent var	4.115689	
S.E. of regression	3.392167	Akaike info criterion	5.334768	
Sum squared resid	391.2311	Schwarz criterion	5.422741	
Log likelihood	-94.02582	Hannan-Quinn criter.	5.365473	
F-statistic	17.52270	Durbin-Watson stat	0.478444	
Prob(F-statistic)	0.000189			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y5				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/20 Time: 19:51				
Sample (adjusted): 2015M02 2017M12				
Included observations: 35 after adjustments				
Convergence achieved after 12 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.473958	1.742394	3.141631	0.0036
X	0.104116	0.041492	2.509282	0.0174
AR(1)	0.777259	0.131337	5.918059	0.0000
R-squared	0.725924	Mean dependent var	5.901002	
Adjusted R-squared	0.708794	S.D. dependent var	4.175353	
S.E. of regression	2.253165	Akaike info criterion	4.544365	
Sum squared resid	162.4561	Schwarz criterion	4.677681	
Log likelihood	-76.52640	Hannan-Quinn criter.	4.590386	
F-statistic	42.37801	Durbin-Watson stat	1.485196	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.78			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

ANEXO N° 02

REGRESIONES ECONÓMICAS PARA ESTIMAR EL TIMING DE MERCADO EN EL SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES :2010-2017

Regresiones N° 01 y 02

1.) Sistema Privado de Pensiones: enero 2010 a diciembre de 2017

Considerando AFPs: Integra, Prima y Profuturo

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:53
 Sample: 2010M01 2017M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.996668	0.598551	5.006540	0.0000
X	0.143281	0.021883	6.547487	0.0000
Z	0.000816	0.000360	2.265584	0.0258
R-squared	0.569477	Mean dependent var		4.609757
Adjusted R-squared	0.560219	S.D. dependent var		7.604907
S.E. of regression	5.043270	Akaike info criterion		6.104738
Sum squared resid	2365.415	Schwarz criterion		6.184874
Log likelihood	-290.0274	Hannan-Quinn criter.		6.137130
F-statistic	61.50828	Durbin-Watson stat		0.346453
Prob(F-statistic)	0.000000			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:54
 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12
 Included observations: 95 after adjustments
 Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.225225	1.736950	1.856833	0.0666
X	0.149287	0.025249	5.912549	0.0000
Z	-0.000863	0.000289	-2.984411	0.0036
AR(1)	0.861880	0.040082	21.50315	0.0000
R-squared	0.903484	Mean dependent var		4.340807
Adjusted R-squared	0.900302	S.D. dependent var		7.171606
S.E. of regression	2.264437	Akaike info criterion		4.513722
Sum squared resid	466.6183	Schwarz criterion		4.621254
Log likelihood	-210.4018	Hannan-Quinn criter.		4.557173
F-statistic	283.9483	Durbin-Watson stat		1.928846
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.86			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

2.) AFP Horizonte: enero 2010 a julio de 2015

Regresiones N° 03 y 04 para AFP Horizonte

Dependent Variable: Y1
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:56
 Sample (adjusted): 2010M01 2013M07
 Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.154248	1.112329	2.835715	0.0071
X	0.161162	0.053970	2.986144	0.0048
Z	0.000770	0.000677	1.136951	0.2623
R-squared	0.571697	Mean dependent var		6.652278
Adjusted R-squared	0.550282	S.D. dependent var		9.687228
S.E. of regression	6.496353	Akaike info criterion		6.647573
Sum squared resid	1688.104	Schwarz criterion		6.770448
Log likelihood	-139.9228	Hannan-Quinn criter.		6.692886
F-statistic	26.69594	Durbin-Watson stat		0.364924
Prob(F-statistic)	0.000000			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y1
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:57
 Sample (adjusted): 2010M02 2013M07
 Included observations: 42 after adjustments
 Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.304195	3.340919	0.689689	0.4946
X	0.169670	0.039585	4.286251	0.0001
Z	-0.001097	0.000415	-2.641192	0.0119
AR(1)	0.867264	0.052399	16.55102	0.0000
R-squared	0.919926	Mean dependent var		6.078285
Adjusted R-squared	0.913605	S.D. dependent var		9.034299
S.E. of regression	2.655458	Akaike info criterion		4.881504
Sum squared resid	267.9553	Schwarz criterion		5.046996
Log likelihood	-98.51158	Hannan-Quinn criter.		4.942163
F-statistic	145.5211	Durbin-Watson stat		1.992973
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.87			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

3.) AFP Integra: enero 2010 a diciembre de 2017

Regresiones N° 05 y 06 para AFP Integra

Dependent Variable: Y2
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:58
 Sample: 2010M01 2017M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.914953	0.565238	5.157039	0.0000
X	0.135869	0.020665	6.574702	0.0000
Z	0.000798	0.000340	2.345659	0.0211

R-squared	0.574878	Mean dependent var	4.469388
Adjusted R-squared	0.565736	S.D. dependent var	7.227120
S.E. of regression	4.762581	Akaike info criterion	5.990208
Sum squared resid	2109.443	Schwarz criterion	6.070344
Log likelihood	-284.5300	Hannan-Quinn criter.	6.022600
F-statistic	62.88036	Durbin-Watson stat	0.381387
Prob(F-statistic)	0.000000		

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y3
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 20:00
 Sample: 2010M01 2017M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.261888	0.639021	5.104508	0.0000
X	0.176682	0.023363	7.562470	0.0000
Z	0.000523	0.000384	1.359106	0.1774

R-squared	0.586597	Mean dependent var	4.752111
Adjusted R-squared	0.577706	S.D. dependent var	8.285506
S.E. of regression	5.384264	Akaike info criterion	6.235590
Sum squared resid	2696.098	Schwarz criterion	6.315726
Log likelihood	-296.3083	Hannan-Quinn criter.	6.267982
F-statistic	65.98094	Durbin-Watson stat	0.305941
Prob(F-statistic)	0.000000		

Elaboración propia con el software E-views 7.0

4.) AFP Prima: enero 2010 a diciembre de 2017

Regresiones N° 07 y 08 Para AFP Prima

Dependent Variable: Y2
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 19:59
 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12
 Included observations: 95 after adjustments
 Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.306219	1.558704	2.121133	0.0366
X	0.146822	0.024904	5.895527	0.0000
Z	-0.000888	0.000288	-3.081717	0.0027
AR(1)	0.847685	0.041734	20.31174	0.0000
R-squared	0.893529	Mean dependent var		4.205803
Adjusted R-squared	0.890019	S.D. dependent var		6.785731
S.E. of regression	2.250380	Akaike info criterion		4.501269
Sum squared resid	460.8433	Schwarz criterion		4.608800
Log likelihood	-209.8103	Hannan-Quinn criter.		4.544720
F-statistic	254.5638	Durbin-Watson stat		1.929605
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.85			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y3
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 20:00
 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12
 Included observations: 95 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.228235	2.008658	1.607160	0.1115
X	0.162706	0.025695	6.332255	0.0000
Z	-0.000990	0.000291	-3.398494	0.0010
AR(1)	0.878680	0.038355	22.90933	0.0000
R-squared	0.918791	Mean dependent var		4.487081
Adjusted R-squared	0.916114	S.D. dependent var		7.909807
S.E. of regression	2.290929	Akaike info criterion		4.536985
Sum squared resid	477.6002	Schwarz criterion		4.644516
Log likelihood	-211.5068	Hannan-Quinn criter.		4.580436
F-statistic	343.1878	Durbin-Watson stat		1.957171
Prob(F-statistic)	0.000000			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

5.) AFP Profuturo: enero 2010 a diciembre de 2017

Regresiones N° 09 y 10 para AFP Profuturo

Dependent Variable: Y4
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 20:01
 Sample: 2010M01 2017M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.233426	0.594656	5.437476	0.0000
X	0.130874	0.021741	6.019695	0.0000
Z	0.000985	0.000358	2.754039	0.0071

R-squared	0.562708	Mean dependent var	4.954558
Adjusted R-squared	0.553304	S.D. dependent var	7.496713
S.E. of regression	5.010452	Akaike info criterion	6.091681
Sum squared resid	2334.730	Schwarz criterion	6.171816
Log likelihood	-289.4007	Hannan-Quinn criter.	6.124073
F-statistic	59.83633	Durbin-Watson stat	0.357060
Prob(F-statistic)	0.000000		

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y4
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 20:02
 Sample (adjusted): 2010M02 2017M12
 Included observations: 95 after adjustments
 Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.449551	1.719743	2.005853	0.0478
X	0.140078	0.025118	5.576694	0.0000
Z	-0.000762	0.000288	-2.647177	0.0096
AR(1)	0.860730	0.039810	21.62100	0.0000

R-squared	0.900685	Mean dependent var	4.680606
Adjusted R-squared	0.897410	S.D. dependent var	7.036844
S.E. of regression	2.253874	Akaike info criterion	4.504371
Sum squared resid	462.2751	Schwarz criterion	4.611903
Log likelihood	-209.9576	Hannan-Quinn criter.	4.547822
F-statistic	275.0908	Durbin-Watson stat	1.923908
Prob(F-statistic)	0.000000		

Elaboración propia con el software E-views 7.0

6.) AFP Hábitat: enero 2015 a diciembre de 2017

Regresiones N° 11 y 12 para AFP Hábitat

Dependent Variable: Y5
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 20:03
 Sample (adjusted): 2015M01 2017M12
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.437938	0.819144	6.638562	0.0000
X	0.075491	0.020362	3.707507	0.0008
Z	0.000213	0.000652	0.326622	0.7460
R-squared	0.342223	Mean dependent var	5.891255	
Adjusted R-squared	0.302358	S.D. dependent var	4.115689	
S.E. of regression	3.437628	Akaike info criterion	5.387096	
Sum squared resid	389.9704	Schwarz criterion	5.519055	
Log likelihood	-93.96772	Hannan-Quinn criter.	5.433153	
F-statistic	8.584497	Durbin-Watson stat	0.475015	
Prob(F-statistic)	0.000996			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Dependent Variable: Y5
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 20:04
 Sample (adjusted): 2015M02 2017M12
 Included observations: 35 after adjustments
 Convergence achieved after 33 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.251700	1.809489	2.902312	0.0068
X	0.095354	0.049905	1.910697	0.0653
Z	0.000293	0.000756	0.388307	0.7004
AR(1)	0.773307	0.139283	5.552046	0.0000
R-squared	0.727403	Mean dependent var	5.901002	
Adjusted R-squared	0.701023	S.D. dependent var	4.175353	
S.E. of regression	2.283032	Akaike info criterion	4.596097	
Sum squared resid	161.5793	Schwarz criterion	4.773851	
Log likelihood	-76.43169	Hannan-Quinn criter.	4.657457	
F-statistic	27.57372	Durbin-Watson stat	1.482329	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Elaboración propia con el software E-views 7.0

Comandos para obtener las regresiones con software E-Views 7.0

ls y c x

ls y c x ar(1)

ls y1 c x

ls y1 c x ar(1)

ls y2 c x

ls y2 c x ar(1)

ls y3 c x

ls y3 c x ar(1)

ls y4 c x

ls y4 c x ar(1)

ls y5 c x

ls y5 c x ar(1)

ls y5 c x ar(2)

ls y c x z

ls y c x z ar(1)

ls y1 c x z

ls y1 c x z ar(1)

ls y2 c x z

ls y2 c x z ar(1)

ls y3 c x z

ls y3 c x z ar(1)

ls y4 c x z

ls y4 c x z ar(1)

ls y5 c x z

ls y5 c x z ar(1)

ANEXO Nº 3: MATRIZ DE CONSISTENCIA

“LA TASA DE RENTABILIDAD REAL Y CAPACIDAD DE SINCRONIZACIÓN DE MERCADO EN EL SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES PERUANO: 2010-2017”

PROBLEMA	OBJETIVOS	HIPOTESIS	VARIABLES	METODOLOGIA
<p><u>Problema General:</u></p> <p>¿Cuál es la relación existente entre la capacidad de sincronización de mercado financiero y la tasa de rentabilidad real de los fondos privados de pensiones, durante: 2010-2017?</p>	<p><u>Objetivo General</u></p> <p>Determinar la relación existente entre la capacidad de sincronización de mercado financiero y la tasa de rentabilidad real (rpt) de los fondos privados de pensiones, durante 2010-2017</p>	<p><u>Hipótesis General</u></p> <p>Existe una relación directa entre la capacidad de sincronización de mercado financiero y la tasa de rentabilidad real de los fondos privados de pensiones, durante 2010-2017”</p>	<p><u>Dependiente:</u></p> <p>Y = Rentabilidad real de las AFP</p>	<p style="text-align: center;">Tipo de investigación.</p> <p>El tipo y diseño de la investigación es explicativa o causal, utilizando datos de series de tiempo.</p> <p>El diseño es no experimental, porque se trabaja con datos históricos, sobre la base de determinación de variables relacionada a la rentabilidad de las AFP y la capacidad de sincronización en el mercado financiero</p> <p>Población</p> <p>La población corresponde a 293 observaciones mensuales de variables relacionadas al sistema privado de pensiones.</p> <p>La muestra, El muestreo asumido es el no probabilístico de tipo criterio u opinión (en el cual el tamaño de la muestra es decidido por el propio investigador, estableciéndose 96 observaciones que comprende un 32.6 % de datos del universo o población, abarcando un periodo de análisis de enero del 2010 hasta diciembre del 2017.</p>
<p><u>Específicos</u></p> <p>1 ¿Cuál es la relación existente entre la tasa de interés de libre riesgo (rlt) y la tasa de rentabilidad real de los fondos privados de pensiones (rpt), durante: 2010-2017?’</p>	<p><u>Específicos</u></p> <p>1.Determinar la relación existente entre la tasa de interés de libre riesgo (rlt) y la tasa de rentabilidad real de los fondos privados de pensiones, durante 2010-2017.</p>	<p><u>Secundarias</u></p> <p>1. Existe una relación inversa entre la tasa de interés de libre riesgo (rlt) y la tasa de rentabilidad real ajustada por riesgo de los fondos privados de pensiones, durante 2010-2017</p>	<p><u>Independiente:</u></p> <p>X=Capacidad de sincronización del mercado</p>	<p>Métodos</p> <p>Método hipotético deductivo</p> <p>Permite realizar la investigación en cuatro pasos esenciales.</p> <p>i) Observación del fenómeno a estudiar,</p> <p>ii) Creación de una hipótesis para explicar el fenómeno,</p> <p>iii) Deducción de consecuencia o proposiciones elementales de la propia hipótesis</p> <p>iv) Verificación de la verdad de los enunciados deducidos comparados con la experiencia</p>
<p>2 ¿Cómo se relaciona el exceso de rentabilidad de mercado de títulos valores (rmt – rlt) con el exceso de la rentabilidad real ajustada por riesgo de los fondos privados de</p>	<p>2. Determinar cómo se relaciona el exceso de rentabilidad de mercado de títulos valores (rmt – rlt) con el exceso de la rentabilidad real ajustada por riesgo de los fondos privados de</p>	<p>2. Existe una relación directa entre el exceso de rentabilidad del mercado de títulos valores (rmt-rlt) y la tasa de rentabilidad real ajustada por riesgo de los fondos privados de</p>		<p><u>Técnicas e instrumentos de recolección de datos</u></p> <p>Se recolectará datos de series estadísticas publicadas por organismos e instituciones relacionadas con el área de estudio, como: memorias, boletines periódicos y páginas web oficiales.</p>

<p>pensiones (rpt-rlt), durante 2010-2017?’</p> <p>3 ¿Cómo se relaciona la existencia de timing de mercado y el diferencial de la rentabilidad real ajustada por riesgo (rpt- rlt), de los fondos privados de pensiones, durante 2010-2017?’</p>	<p>pensiones (rpt-rlt), durante 2010-2017’</p> <p>3. Determinar cómo se relaciona la existencia de timing de mercado y el diferencial de la rentabilidad real ajustada por riesgo (rpt-rlt), de los fondos privados de pensiones, durante 2010-2017</p>	<p>pensiones, durante 2010-2017.</p> <p>3. Existe una relación directa entre la existencia de timing de mercado y el diferencial de la rentabilidad real ajustada por riesgo (rpt- rlt), de los fondos privados de pensiones, durante 2010-2017.</p>		<p><u>Procesamiento de Datos</u></p> <p>Las pruebas de regresión econométricas se efectuarán aplicando el software Eviews 7.0</p> <p><u>Análisis de Datos</u></p> <p>Se utilizará el análisis de regresión a través del modelo de mínimo cuadrados ordinarios, al estilo del teorema de Gaus-Markov., y las pruebas de prueba de hipótesis, autocorrelación de errores y homocedasticidad</p>
--	---	---	--	---

Elaboración propia