



UNIVERSIDAD
PRIVADA
DEL NORTE

ESCUELA DE POSTGRADO Y ESTUDIOS CONTINUOS

MODELO PARA ESTIMAR EL COSTO DE CAPITAL PARA
LAS EMPRESAS AGRARIAS QUE COTIZAN EN LA
BOLSA DE VALORES DE LIMA, PERIODO 2003 - 2018.

Tesis para optar el grado de **MAESTRO** en:
FINANZAS CORPORATIVAS

Autor:

Bach. Deivy Yosip Dionicio Rosado

Asesor:

Dr. Muñoz Díaz, Luis Alberto

Trujillo – Perú

2020

Resumen

El presente trabajo de investigación tiene como objetivo determinar el modelo que mejor estima el costo de capital para las empresas agrarias que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 - 2018. El tipo de investigación es cuantitativo, no experimental y de acuerdo a la Orientación es Aplicada; para lo cual se utilizó un diseño correlacional causal.

Para poder contrarrestar la hipótesis planteada se empleó la información de 10 empresas del sector agrario que cotizaron de forma constante en el periodo 2003-2018 en la Bolsa de Valores de Lima, la cual se obtuvo mediante una muestra no probabilística y se empleó las variables Tamaño, Rentabilidad, Riesgo financiero, Crecimiento, Inflación, Tasa de interés libre de riesgo y Tipo de cambio. La técnica estadística que se utilizó en este trabajo fue el método general conocido como dependencia y el modelo econométrico de datos de panel. El programa que se utilizó para el procesamiento de los datos fue E-Views versión 8.

El modelo que pronostica el costo de capital para las empresas del sector Agrícola que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima estuvo determinado por

$$\text{PASIVO_LARGO_PLAZO} = 2075.15624814 - 0.885008720444*\text{RIESGO_FINANCIERO} + 0.899602962944*\text{TAMANO} - 13659.0045147*\text{TIPO_DE_CAMBIO} - 13411.78*D1 - 3626.583*D2 - 5322.411*D3 - 28689.93*D4 - 76054.91*D5 + 14638.04*D6 + 28186.03*D7 + 14142.72*D8 + 35432.15*D9 + 34706.67*D10$$

Se realizó la prueba de Jarque Bera y se encontró que los errores del modelo son no normales; se determinó el estadístico de Durbin Watson, concluyendo que los errores están correlacionados positivamente; la prueba de Bartlett se utilizó para determinar la presencia de Heterocedasticidad, el cual se concluyó que la varianza de los errores es homocedástico; la multicolinealidad se determinó mediante la matriz de correlaciones parciales, lo que indicó la inexistencia de multicolinealidad entre variables independientes.

Palabras clave: Costo de capital, Empresas Agrarias, Bolsa de Valores de Lima, Modelo Panel.

Resumo

O presente trabalho de pesquisa visa determinar o modelo que melhor estima o custo de capital para empresas agrícolas listadas na Bolsa de Valores de Lima, período 2003-2018. O tipo de pesquisa é quantitativa, não experimental e segundo a orientação é aplicada; para o qual um desenho de correlação causal foi usado.

Para contrariar a hipótese levantada, foram utilizadas as informações de 10 empresas do setor agropecuário que estiveram listadas constantemente no período 2003-2018 na Bolsa de Valores de Lima, obtidas por meio de amostra não probabilística e das variáveis Tamanho, Rentabilidade, Risco financeiro, Crescimento, Inflação, Taxa de juros livre de risco e Taxa de câmbio. A técnica estatística utilizada neste trabalho foi o método geral conhecido como dependência e o modelo econométrico de dados em painel. O programa usado para processar os dados foi o E-Views versão 8.

O modelo que prevê o custo de capital para as empresas do setor Agropecuário listadas na Bolsa de Valores de Lima foi determinado por $LONG-TERM_LIABILITIES = 2075,15624814 - 0,885008720444 * FINANCIAL_RISK + 0,899602962944 * TAMANHO - 13659,0045147 * DUE_13659.004545147 * TIPDE_13659.0045147 * TYPE_DE_DE_13659.0045147 * TIPDE_DE_13659.0045147 * TYPE_DE_A. 5322,411 * D3 - 28689,93 * D4 - 76054,91 * D5 + 14638,04 * D6 + 28186,03 * D7 + 14142,72 * D8 + 35432,15 * D9 + 34706,67 * D10$

O teste de Jarque Bera foi realizado e os erros do modelo foram considerados não normais; A estatística Durbin Watson foi determinada, concluindo que os erros são positivamente correlacionados; O teste de Bartlett foi usado para determinar a presença de Heteroscedasticidade, que concluiu que a variância dos erros é homocedástica; a multicolinearidade foi determinada por meio da matriz de correlação parcial, que indicou ausência de multicolinearidade entre as variáveis independentes.

Palavras-chave: Custo de capital, Empresas Agrícolas, Bolsa de Valores de Lima, Modelo de Painel.

Dedicatoria y Agradecimientos

DEDICATORIA

A:

Dios, por darme la oportunidad de vivir y por estar conmigo en cada paso que doy, por fortalecer mi corazón e iluminar mi mente y por haber puesto en mi camino a aquellas personas que han sido mi soporte y compañía durante todo el periodo de estudio. A la Virgen María, porque al igual que al lado de su hijo Jesucristo, siempre ha sentido conmigo brindándome su amor incondicional de madre.

Mi madre Teresa Rosado Rodríguez, por darme la vida, quererme mucho, creer en mí y porque siempre me apoyaste. Mamá gracias por siempre confiar en mí, todo esto te lo debo a ti.

Mis abuelos Cesar Rosado y Edelmira Rodríguez (QEPD), por quererme y apoyarme siempre, esto también se lo debo a ustedes.

Mis hermanas, Fiorella y Elisa, por estar conmigo y apoyarme siempre, los quiero mucho.

Mis sobrinos, Joshua Valentino y Anell Bryanna, para que vean en mí un ejemplo a seguir.

Mi asesor y director de tesis, Ms. Muñoz Díaz, Luis Alberto, agradezco infinitamente todo su apoyo, por compartir desinteresadamente sus conocimientos, experiencias, consejos y por su amistad, más que una docente, un gran amigo.

AGRADECIMIENTO

A la Universidad Privada del Norte, por darme la oportunidad de alcanzar esta meta, gracias a los profesores e investigadores quienes durante todo este tiempo se esmeraron por dar lo mejor para mi formación profesional, por los conocimientos teóricos y las experiencias vividas.

Al Ms. Muñoz Díaz, Luis Alberto, por dirigir esta tesis, por confiar en mí desde el inicio. Agradezco su alto empeño, dedicación profesional, aportaciones teóricas, experiencias, consejos y llamadas de atención enmarcadas en torno a la investigación. Su exigencia y rigurosidad han sido claves en este trabajo, sin su dedicación y disponibilidad, sin duda no hubiera podido lograr esta meta.

Son muchas las personas que han formado parte de mi vida profesional a las que me encantaría agradecerles su amistad, consejos, apoyo, ánimo y compañía en los momentos más difíciles de mi vida. Algunas están aquí conmigo y otras en mis recuerdos y en mi corazón, sin importar en donde estén quiero darles las gracias por formar parte de mí, por todo lo que me han brindado y por todas sus bendiciones.

Para ellos: Muchas gracias y que Dios los bendiga.

Tabla de contenidos

Resumen.....	ii
Resumo.....	iii
Dedicatoria y Agradecimientos	iv
Tabla de contenidos.....	vi
Índice de tablas y figuras.....	viii
I. INTRODUCCIÓN.....	9
1.1. Realidad Problemática.....	9
1.2. Pregunta de Investigación.....	10
1.3. Objetivos de la investigación.	10
1.3.1. Objetivo General.....	10
1.3.2. Objetivos Específicos.....	10
1.4. Justificación de la investigación.	10
1.5. Alcance de la investigación.....	10
II. MARCO TEÓRICO.....	11
2.1. Antecedentes.	11
2.2. Bases teóricas.	12
III. HIPÓTESIS.	18
3.1. Declaración de hipótesis.	18
3.2. Operacionalización de Variables.	18
3.3. Propuesta de solución.	18
IV. DESCRIPCIÓN DE MÉTODOS Y ANÁLISIS.	19
4.1. Tipo de Investigación.....	19
4.2. Diseño de Investigación.	19
4.3. Población y Muestra.....	19
4.3.1. POBLACIÓN.	19
4.3.2. MUESTRA.	19
4.3.3. TAMAÑO DE MUESTRA.	19
4.3.4. UNIDAD DE ANÁLISIS.....	19
4.3.5. MARCO MUESTRAL.	19
4.4. Técnica e Instrumentos.	20
4.4.1. Prueba estadística.....	20

V. RESULTADOS.....	26
VI. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES.....	39
6.1 DISCUSIÓN:	39
6.2 CONCLUSIONES:.....	42
Referencias Bibliográficas.....	43
Anexos.....	46

Índice de tablas y figuras

Tabla 1: Empresas Agroindustriales que se encuentran en la Bolsa de Valores de Lima.	20
Tabla 2: : Prueba de Comparación de medias de los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.....	33
Tabla 3: Prueba de Comparación de varianzas de los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.....	34
Tabla 4: Modelo previo sobre los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.	35
Tabla 5: Prueba de Heterocedasticidad de los errores del modelo para los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.	36
Tabla 6: Prueba de Multicolinealidad: matriz de correlaciones de las variables en estudio en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.	37
Tabla 7: Modelo final de los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.	38
Ilustración 1: Región de Durbin Watson para medir la autocorrelación.	24
Ilustración 2: Comportamiento del Crecimiento de la Empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.....	26
Ilustración 3: Comportamiento de la rentabilidad de las Empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.	27
Ilustración 4: Comportamiento del Riesgo Financiero de las Empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.	28
Ilustración 5: Comportamiento del Tamaño de las Empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.	29
Ilustración 6: Comportamiento de la Tasa de Inflación del Perú, periodo 2003 al 2018.	30
Ilustración 7: Comportamiento de la Tasa Libre de Riesgo del Perú, periodo 2003 al 2018.....	30
Ilustración 8: Comportamiento del Tipo de Cambio de la moneda peruana, periodo 2003 al 2018.....	31
Ilustración 9: Comportamiento del Pasivo a Largo Plazo de las Empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.....	32
Ilustración 10: Prueba de Normalidad de los errores del modelo para los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.	35

I. INTRODUCCIÓN

1.1. Realidad Problemática.

La actividad agrícola se desenvuelve en un entorno que está condicionado por los eventos agroclimáticos, la disponibilidad de los medios de producción, los mercados donde se transan los productos agrícolas, la volatilidad de los precios de los commodities, los cuales pueden afectar la seguridad alimentaria y los ingresos del productor, especialmente del pequeño y mediano. (MINAGRI, 2018)

Según cifras en el Fondo Monetario Internacional (FMI), en el año 2018 la economía mundial tuvo un crecimiento de 3.6%, el cual tuvo lugar en un contexto marcado por las tensiones comerciales y el aumento de los aranceles entre Estados Unidos y China, la merma de la confianza de las empresas, la restricción de las condiciones financieras y la agudización de la incertidumbre en torno a las políticas en muchas economías. De acuerdo con el FMI, se esperaba una aceleración a partir del cuarto trimestre del 2019, de manera que el 2020 el PBI alcance un crecimiento de 3.6% debido a un mejor desempeño de las economías emergentes. (MINAGRI, 2018)

La participación del sector agropecuario sobre el PBI fue del orden del 5.6% según cifras reportadas en el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP); en relación a la importancia relativa del sector agropecuario en la economía nacional, se calculó que el 31.6% (8.1 millones de habitantes) de la población nacional vive de la actividad agropecuaria, y que el sector agricultura emplea al 24% (4.1 millones de personas) del total de la PEA ocupada nacional en el año 2017 según Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Según el último Censo Nacional Agropecuario realizado en el 2012 (IV CENAGRO) la superficie agrícola es aproximadamente de 38 742 467 hectáreas que equivalen a 15% del total de la superficie.

En el Perú coexisten diversas estructuras empresariales relacionadas al agro, tales como cooperativas, comunidades campesinas, pequeños y medianos productores, que probablemente poseen racionalidades distintas al momento de tomar decisiones. Además, la actividad agropecuaria se desenvuelve a lo largo de las diversas regiones naturales. Esta dispersión de la producción con agentes que poseen motivaciones distintas torna difícil la programación centralizada del sector.

De otro lado, el país se ve favorecido por sus condiciones climáticas debido a que cuenta con una manifiesta y variada biodiversidad o megadiversidad como suelen reclamar los entendidos. En el país existen 28 climas y 84 zonas de vida sobre un total de 104 que existen en el planeta. Es decir, recorrer el territorio peruano uno puede identificar la mayor parte de climas del mundo. Estas características son importantes porque dan lugar a una diversidad biológica que interactúan y son una fuente natural de ventajas comparativas.

Durante marzo del presente año, el producto bruto interno (PBI) del sector agropecuario creció en 0.68%, impulsado por la mayor producción del rubro pecuario (2.04%), informó el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Sin embargo, el subsector agrícola disminuyó 0.28%. Los productos pecuarios que destacaron por su mayor producción fueron porcino (3.4%), ave (2.9%), leche fresca (2.2%) y huevos (2.1%). Entre los productos agrícolas que mostraron comportamiento negativo figuraron alcachofa (77.5%), algodón rama (47.5%), caña de azúcar (27.8%), mandarina (20.5%), maíz amarillo duro (13.2%), café (13%) y uva (7.5%), cultivos que se vieron afectados por las condiciones climáticas adversas, como temperaturas superiores a sus niveles normales. (Diario El Peruano, 2020)

El costo de capital se define como el retorno que espera un inversionista por comprometer capital y asumir los riesgos de un determinado negocio. La determinación del WACC resulta fundamental en el proceso de determinación de tarifas de negocios regulados, independientemente de la metodología que emplee el Regulador para establecer el nivel de las tarifas reguladas.

Si consideramos que los negocios sujetos a Regulación tarifaria en el Perú (servicios públicos, como el agua, electricidad, gas, telecomunicaciones y otros servicios de infraestructura de transporte de uso público, como los prestados por puertos, aeropuertos, ferrocarriles y carreteras) requieren de significativas inversiones de carácter “hundido”, es claro que una ligera variación en la tasa de retorno permitida y calculado por los reguladores puede tener implicancias significativas sobre las tarifas que pagan los consumidores y sobre las decisiones de inversión y financiamiento de las empresas reguladas.

Por un lado, la sub-estimación del costo de capital por parte del regulador puede llevar a que el inversionista no recupere o demore la recuperación de la inversión realizada, desincentivando o retrasando la realización de nuevas inversiones. Por otro lado, la sobre-estimación del costo de capital puede traducirse en mayores tarifas, perjudicando a los consumidores. No debe llamar la atención entonces que la determinación del costo de capital sea uno de los aspectos que mayores controversias genera entre los Reguladores y las empresas sujetas a regulación.

1.2. Pregunta de Investigación.

¿Cuál es el modelo que mejor estima el costo de capital para las empresas agrarias que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 - 2018?

1.3. Objetivos de la investigación.

1.3.1. Objetivo General.

Determinar el modelo que mejor estima el costo de capital para las empresas agrarias que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 - 2018.

1.3.2. Objetivos Específicos.

- Identificar el mejor modelo que prediga el costo de capital para cada una de las empresas del sector Agrícola que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 - 2018.
- Evaluar los supuestos básicos y realizar sus respectivas correcciones a los datos, periodo 2003 - 2018.
- Estimar el costo de oportunidad para el sector Agrícola de la Economía Peruana, periodo 2003 - 2018.

1.4. Justificación de la investigación.

El WACC, de las siglas en inglés Weighted Average Cost of Capital, también denominado coste promedio ponderado del capital (CPPC), es la tasa de descuento que se utiliza para descontar los flujos de caja futuros a la hora de valorar un proyecto de inversión. Es por ello que el presente trabajo de investigación se centra en el cálculo de esta tasa porque es útil para que los empresarios e inversionistas puedan usar como herramienta para descontar el flujo de caja esperado, atraer capital al sector y al invertir en deuda o patrimonio neto de la compañía.

La principal ventaja del WACC es que determina el costo de la inversión independientemente de las fuentes de financiación para así poder determinar una tasa de rendimiento superior a la WACC y que por tanto genere valor agregado para los accionistas.

1.5. Alcance de la investigación.

La Investigación es de alcance explicativa ya que pretende establecer las causas de los eventos, sucesos o fenómenos que se estudian (Hernández p. 83, 2010).

II. MARCO TEÓRICO.

2.1. Antecedentes.

Gutiérrez, Morán y Posas (2017) en su estudio “Determinantes de la estructura de capital: un estudio empírico del sector manufacturero en Ecuador”, se trazaron como objetivo descubrir los determinantes de la estructura de capital de 304 empresas del sector manufacturero de Guayaquil, durante el periodo 2012-2016 y qué teoría condensa mejor las decisiones de financiación de las empresas. Como metodología se empleó una estructura de datos de panel junto a un modelo de efectos fijos. Se ha utilizado un modelo de regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios para descubrir la correlación y significación estadística entre la variable dependiente (ratio de endeudamiento) y un conjunto de variables independientes seleccionadas. La teoría de la Jerarquía Financiera tuvo mayor poder explicativo que la del Equilibrio Estático. Sin embargo, no se encontró evidencia estadística que sustente la importancia de las expectativas de crecimiento sobre la estructura de capital corporativa.

Cardona, Gaitán y Velásquez (2016) en el artículo “VARIABLES MACROECONÓMICAS Y MICROECONÓMICAS QUE INFLUYEN EN LA ESTIMACIÓN DEL COSTO DE CAPITAL: UN ESTUDIO DE CASO”, se plantean identificar y contrastar la significancia estadística de Variables Macroeconómicas y Microeconómicas que afectan el comportamiento del Costo de Capital en algunas empresas que cotizan o cotizaron en la Bolsa de Valores de Colombia (BVC) durante el cuarto trimestre del 2003 al primer trimestre del 2012, para ello utilizaron modelos de paneles dinámicos para explicar el Costo de Capital Promedio Ponderado (WACC) encontrando que la mayoría de las variables propuestas resultan estadísticamente significativas.

Bonilla (2016) en su tesis titulada “MODELO PARA ESTIMAR EL COSTO DE USO DE CAPITAL (WACC) PARA LAS EMPRESAS PYMES DEL SECTOR INDUSTRIA CAUCHO Y PLÁSTICO DE LA CIUDAD DE BOGOTÁ”, se trazó el objetivo de realizar diseño de un modelo para estimar el costo de uso de capital “Weighted Average Cost Of Capital (WACC)”, mediante betas contables, para las empresas PYMES del sector industria caucho y plástico de la ciudad de Bogotá, basados en la teoría del modelo de valoración de activos financieros, “Capital Asset Pricing Model – CAPM” ajustado, para empresas que no cotizan en la bolsa; llegando a las conclusiones que el modelo sirve de apoyo a la gestión financiera de las empresas, a partir de los desarrollos teóricos y prácticos del CAPM y en última instancia del WACC, que como se puede observar en los resultados del proyecto pueden ser aplicados con éxito en los distintos sectores de la economía.

Molina (2016) en su artículo científico titulado “Impacto del costo de uso del capital sobre la inversión corporativa: Ejercicio a través del costo promedio ponderado de capital (WACC) para Colombia”, el objetivo de estudio es determinar el impacto de la inversión corporativa para Colombia dependiendo del Weighted Average Cost of Capital WACC como medida de costo de uso del capital. Para ello, se desarrolló una investigación aplicada soportada por datos sobre los estados financieros de 3008 empresas a lo largo de un periodo de 13 años (1997-2010). Se usó un panel de datos dinámico para la estimación del modelo. Para el riesgo país, se utilizó el spread de deuda EMBI calculados por Jpmorgan. Para la tasa de mercado, se recurrió a los datos de los depósitos a términos fijos DTF a 90 días del Banco de la República. Para la información relacionada con la calidad institucional se emplearon los datos de The Worldwide Governance Indicators y la metodología de Kaufmann, Daniel, Kraay, Aart and Mastruzzi, Massimo, Methodology and Analytical Issues. Se encontró que la sensibilidad de la inversión ante el WACC es muy baja y que la inversión depende en mayor medida de lo ejecutado en el periodo anterior. Se concluye, que la calidad institucional juega un papel relevante y la TRM parece no ser muy importante, aunque la correlación simple con la inversión es negativa y cercana a cero.

Lozano, Melo y Ramos (2016) en su investigación “La política fiscal frente a los flujos de capital: evidencia para algunos países de América Latina”, en este trabajo se evalúa la postura de la política fiscal frente a los choques de los flujos de capital registrados durante

las dos últimas décadas en seis economías emergentes de América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Con base en la caracterización de los diferentes episodios de entradas y salidas súbitas de capital y en la estimación de un modelo de datos de panel con variables instrumentales, se encuentra que los gobiernos no respondieron con medidas fiscales excepcionales. Por el contrario, su postura fiscal de naturaleza procíclica parece estar asociada al efecto que los flujos de capital produjeron sobre la actividad económica.

Cornejo (2016) en su tesis "Estructura de capital en mercados emergentes: Velocidad de ajuste de la estructura de capital en las empresas peruanas cotizadas en bolsa", en dicha investigación se analiza la estructura de capital de las empresas peruanas que cotizan en bolsa durante el período 1998 a 2013, concluyendo que los principales factores que determinan el nivel de endeudamiento de estas son la rentabilidad, la tangibilidad y los factores del entorno son el tipo de cambio, la inflación, la tasa de interés, el spread del riesgo soberano, y el cambio en índice de la bolsa. Asimismo, se estima una velocidad de ajuste del nivel de endeudamiento del 33%, lo cual implica que el ajuste completo al nivel de endeudamiento deseado es de alrededor de 3 años. Por otro lado, las velocidades de ajuste para los datos agregados de los sectores de minería e hidrocarburos son de 39% y para el sector manufactura del 30%, no siendo en los tres casos significativamente distintas entre ellas.

Alva y Anticona (2015) en su tesis titulada DETERMINANTES DE LA ESTRUCTURA DE CAPITAL DE LAS EMPRESAS INDUSTRIALES QUE COTIZAN EN LA BOLSA DE VALORES DE LIMA, EN EL PERIODO 2007-2013, tuvo como finalidad estudiar los determinantes de la estructura de capital de las empresas industriales que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, en el Período 2007-2013, teniendo como base las Teorías del Equilibrio Estático o Trade-off, Teoría de la Información Asimétrica y la Teoría de Jerarquía Financiera o Pecking Order. Se consideró a 45 empresas industriales, la metodología empleada fue realizada con datos de micropanel con el fin de lograr mejores estimaciones de los datos de acuerdo a la teoría utilizada.

Los resultados obtenidos mostraron que las 45 empresas industriales se relacionaban o tenían mayor relevancia con la teoría de orden jerárquico, de acuerdo con un modelo de efectos fijos, con el cual se corrigieron los problemas emergentes tanto de heteroscedasticidad y de autocorrelación para afinar los datos establecidos. Se concluyó que los determinantes de la estructura de capital explican o influyen sobre el nivel de endeudamiento de las empresas industriales que cotizan en la BVL para el período estudiado, por lo tanto, las variables determinantes han sido: tangibilidad de activos, tamaño y rentabilidad; asimismo, tiene relevancia directa sobre la variable dependiente: nivel de endeudamiento.

2.2. Bases teóricas.

Uno de los principales determinantes de la inversión, es en la influencia de los costos, en específico, el costo del uso del capital en la inversión debido a que es una de las tasas de descuento que más se usa por las diferentes corporaciones para realizar diferentes inversiones, aunque no es el único costo que influye en la inversión y se deben tener en cuenta algunos costos adicionales como la tasa impositiva, como se mencionó anteriormente. (Molina pp. 160, 2016)

El costo de capital se define como el retorno que espera un inversionista por comprometer capital y asumir los riesgos de un determinado negocio. La determinación del WaCC resulta fundamental en el proceso de determinación de tarifas de negocios regulados, independientemente de la metodología que emplee el Regulador para establecer el nivel de las tarifas reguladas. si consideramos que los negocios sujetos a Regulación tarifaria en el Perú (servicios públicos, como el agua, electricidad, gas, telecomunicaciones y otros servicios de infraestructura de transporte de uso público, como los prestados por puertos,

aeropuertos, ferrocarriles y carreteras) requieren de significativas inversiones de carácter “hundido”, es claro que una ligera variación en la tasa de retorno permitida y calculado por los reguladores puede tener implicancias significativas sobre las tarifas que pagan los consumidores y sobre las decisiones de inversión y financiamiento de las empresas reguladas. (Dávila pp. 155, 2011)

COSTO DE CAPITAL:

El *WaCC* es una medida del costo de financiamiento de una empresa, ya sea a través del aporte de capital de los inversionistas o a través del endeudamiento (apalancamiento). El *WaCC* representa también una medida del retorno esperado mínimo que demandaría un inversionista por comprometer fondos en un negocio. El *WaCC* se estima como el promedio ponderado del costo de capital patrimonial (COC) y el costo de obtener deuda para la empresa, siendo los ponderadores determinados por la estructura de capital de la empresa regulada. (Dávila pp. 156, 2011)

$$WACC \text{ (antes de impuestos)} = g \times r_d + \frac{1}{1-t} \times r_e \times (1-g) \quad (1)$$

Donde:

- r_d es el costo de la deuda para la empresa.
- r_e es el costo de capital patrimonial (COC).
- g es la proporción de deuda de la empresa.
- $1-g$ es la proporción de capital de la empresa.
- t es la tasa de impuesto a la renta.

Tratándose de un análisis prospectivo, la estimación del costo de capital patrimonial implica anticipar cuál es la expectativa de retorno que esperan recibir los socios que aportan capital en la empresa. En contraste con el COC, la estimación del costo de endeudamiento suele ser más observable, ya sea porque las tasas de endeudamiento futuro se establecen con antelación en los contratos de endeudamiento de la empresa regulada o porque las tasas de interés vigentes incorporan las expectativas de retorno para préstamos de distintas calidades. En consecuencia, la principal dificultad que enfrentan los reguladores en la estimación de la ecuación 1 radica en la determinación del COC, más que en la determinación del costo de endeudamiento. (Dávila pp. 156, 2011)

En general, el COC puede ser estimado mediante distintos métodos de valoración de activos, como el modelo de equilibrio de activos financieros (CAPM), los modelos multifactoriales, por ejemplo, el modelo de tres factores de Fama y French o el modelo de valorización por arbitraje (APM) y el modelo de crecimiento de dividendos (DGM). (Dávila pp. 156, 2011)

Un rasgo esencial de estos modelos es que la estimación del COC requiere la medición de los riesgos del negocio, porque son dichos riesgos los que determinan el COC que el inversionista requerirá por comprometer fondos en un determinado activo, negocio o proyecto. En particular, en el caso del CAPM, el único tipo de riesgo que determina el COC es el llamado riesgo sistémico o no diversificable, mientras que, por el contrario, en los modelos multifactoriales se admite la posibilidad de que varios factores sean considerados en la determinación del COC del inversionista. (Dávila pp. 156, 2011)

Si bien algunas contrastaciones empíricas sugieren que los modelos multifactoriales son más robustos estadísticamente que el modelo CAPM, debido principalmente a la incorporación de más factores de riesgo, no siempre es posible estimar modelos

multifactoriales en el contexto de economías emergentes. Por ejemplo, no están disponibles en el Perú las fuentes de datos para la estimación de algunas de las variables del modelo de Fama y French, asociadas al tamaño y al nivel de estrés financiero de las empresas. Por otro lado, en el caso del DGM, su aplicación requiere realizar supuestos o estimaciones sobre parámetros claves, como la tasa de crecimiento de los dividendos o el valor actual de las acciones, que son tan o más difíciles de anticipar que el mismo COC. (Dávila pp. 156, 2011)

Es por esta razón que, en el contexto de regulación de tarifas a nivel mundial, incluyendo al Perú, el modelo CAPM es el que se aplica con mayor frecuencia para la determinación del COC de empresas reguladas. Incluso en el caso de mercados emergentes, donde se hace más evidente los problemas para la estimación de los parámetros del CAPM (no hay información disponible o no se cumplen los supuestos del modelo), se han aplicado y ensayado distintos enfoques que permiten su utilización. (Dávila pp. 156, 2011)

Por ejemplo, es frecuente el uso de distintas medidas para corregir el CaPM incluyendo una medida del riesgo país o aplicar ajustes al cálculo del COC por tomar en cuenta el tamaño de la empresa. Igualmente, cuando la empresa no cotiza en una bolsa, o la bolsa de valores en la que cotiza no es líquida, se han desarrollado diversas técnicas para seleccionar y estimar el riesgo no diversificable sobre la base de empresas comparables que sí cotizan en bolsa. (Dávila pp. 156, 2011)

La estimación de la ecuación 1 puede subdividirse en cinco etapas. La primera etapa consiste en estimar la tasa libre de riesgo. Esta tasa hace referencia a un activo para el que no existe riesgo de *default* como, por ejemplo, los bonos del tesoro de los estados Unidos o del Reino Unido. Como el objetivo es estimar cual será la tasa libre de riesgo que estará disponible para la empresa regulada durante el periodo regulatorio, es importante que el regulador evalúe si tomará como referencia de la tasa de libre riesgo futura a la tasa libre de riesgo vigente (tasa spot) o si utilizará más bien el promedio histórico de la tasa libre de riesgo en el pasado. (Dávila pps. 156 - 157, 2011)

La utilización de la primera alternativa (uso de la tasa spot) supone que esta tasa es el mejor predictor de lo que ocurrirá en el mercado del activo libre de riesgo en el futuro, en tanto que la utilización de la segunda opción es conveniente si se el regulador considera que, por alguna circunstancia, la tasa libre de riesgo spot es inusualmente alta o baja y su utilización podría no reflejar las condiciones normales del mercado en el futuro (por ejemplo, porque al momento del cálculo, el mercado viene atravesando una crisis financiera o una burbuja de crecimiento). (Dávila pp. 157, 2011)

Adicionalmente debe evaluarse el periodo de maduración del bono cuyo interés se considera como referente libre de riesgo. En general, se suele utilizar un bono con maduración equivalente a la duración del periodo regulatorio para el cual se determinan las tarifas o un periodo equivalente a la vida económica de los activos regulados. (Dávila pp. 157, 2011)

La segunda etapa consiste en estimar la prima o premio por deuda, específico de la empresa regulada, que demandan los prestamistas. Normalmente, esta información es pública para el caso de empresas cuya deuda se tranza en el mercado. Incluso en el caso en que esta información no está disponible para la empresa regulada, es posible observar el premio por deuda a partir del costo de la deuda de empresas similares o comparables en términos operativos y financieros. En este último caso debe analizarse previamente, al igual que para la estimación de la tasa libre de riesgo, la elección del dato (histórico o spot) y el plazo de maduración de la deuda. (Dávila pp. 157, 2011)

Además del premio por deuda, que está asociado con los riesgos específicos del negocio regulado, el regulador debe evaluar también la conveniencia o no de incluir dentro del cálculo del costo de endeudamiento a otros conceptos, como por ejemplo, el costo involucrado en la emisión de deuda. Estos costos de emisión no son despreciables, especialmente en el contexto de países emergentes que no cuentan con mercados de deuda desarrollados. La suma de la tasa libre de riesgo y el premio por deuda (más los otros costos de endeudamiento) constituye el costo total de endeudamiento que enfrenta la empresa regulada. (Dávila pp. 157, 2011)

La tercera etapa consiste en estimar la prima o premio por riesgo de mercado que esperan obtener los inversionistas. Usualmente el enfoque práctico que se emplea para estimar la prima por riesgo esperada de los inversionistas es tomar un promedio histórico de primas por riesgo obtenidas por los inversionistas en el pasado, considerando para ello, la mayor amplitud de datos posible. DIMSON y otros, publican periódicamente promedios históricos de las primas por riesgo obtenidas por inversionistas en distintos países, las mismas que generalmente muestran una revisión a la baja. Otra opción de cálculo consiste en emplear proyecciones de analistas o encuestas a inversionistas, tanto sobre el retorno de mercado esperado como sobre la tasa libre de riesgo esperada (enfoque ex-ante). (Dávila pp. 157, 2011)

En general, existe consenso en afirmar que la prima o premio por riesgo esperada por los inversionistas en un mercado emergente es mayor que la obtenida en inversiones en países desarrollados. Esto ha llevado al desarrollo de distintos enfoques para estimar cuál es la prima o premio por riesgo de mercado en países en vías de desarrollo. El cuarto paso en la estimación del WACC consiste en determinar el riesgo no diversificable que enfrenta el negocio regulado. Bajo el contexto del modelo de equilibrio de activos financieros (CAPM) ello involucra estimar el valor de coeficiente Beta (ver anexo para una explicación gráfica del modelo CAPM). El Modelo CAPM permite determinar el retorno esperado de un activo financiero, en función al retorno de un activo libre de riesgo, el premio por riesgo del mercado y la cantidad de riesgo no diversificable que tiene el activo en cuestión, denominada beta (β).

$$E(R_A) = R_f + [E(R_m) - R_f] \frac{\sigma_{A,M}}{\sigma_M^2} \quad (2)$$

Donde:

- R_f = activo libre de riesgo
- $E(R_m) - R_f$ = prima (premio)
- $b_A = \frac{\sigma_{A,M}}{\sigma_M^2}$ es la covarianza del rendimiento del activo con riesgo A y el portafolio de mercado M, dividido por la varianza del retorno del mercado.

El beta se estima normalmente a partir de una regresión econométrica que tiene como variable dependiente, al retorno del activo bajo análisis con relación al activo libre de riesgo y, como variable explicativa, al premio por riesgo de mercado. (Dávila pp. 158, 2011)

$$R_A = \alpha_A + \beta_A R_M + \varepsilon_A R_A = \alpha_A + \beta_A R_M + \varepsilon_A \quad (3)$$

Donde:

- $R_A = \frac{p_{A,t} + d_{A,t}}{p_{A,t-1}} - 1 - r_f$ es el retorno de la acción por sobre la tasa libre de riesgo. el retorno de la acción se calcula como la variación de los precios del acción (p_A) en el periodo t y t-1, incluyendo los dividendos pagados en el periodo ($d_{A,t}$).
- $R_M = r_M - r_f$ es la prima por riesgo de mercado.

La estimación del coeficiente beta es compleja en la práctica, especialmente en el contexto de la inversión en el activo de un país emergente. Para la estimación del coeficiente beta de un negocio regulado, es necesario en primer lugar evaluar y seleccionar la variable que será representativa del mercado en el que hace la inversión. Por ejemplo, es frecuente el uso el índice s&P 500, del índice de la bolsa de Nueva York o el índice de la bolsa de Londres (FTSE). (Dávila pp. 158, 2011)

En segundo lugar, es importante evaluar el periodo sobre el cual se llevará a cabo la regresión econométrica. En teoría, siempre es mejor emplear un periodo largo de datos, de forma que se promedien algunos eventos históricos, como las crisis internacionales, que pueden representar movimientos inusuales en las variables. (Dávila pp. 158, 2011)

En tercer lugar, es preciso elegir la frecuencia de los datos sobre los cuales se estima el beta (por ejemplo, datos de frecuencia diaria, semanal o mensual). Sobre este punto en particular, diversos estudios han mostrado que el valor del beta estimado varía dependiendo de la frecuencia de los datos. La práctica usual en estos casos es estimar los betas con todas las opciones de frecuencia de datos posible y obtener un promedio, o tomar el beta que resulta más “razonable” para la industria bajo análisis. (Dávila pp. 158, 2011)

Finalmente, una vez estimado el beta, es frecuente la aplicación de ajustes adicionales. En particular, de acuerdo con BLUME (1971), los betas estimados con datos históricos (en adelante, betas históricos) revierten hacia el beta del mercado, que tiene un valor de 1. En consecuencia, empresas con valores de beta históricos mayores a la unidad sobreestiman los betas futuros, mientras que empresas con betas históricos menores que la unidad, subestiman los betas futuros. Para corregir este sesgo, BLUME propuso corregir el beta histórico con la siguiente fórmula:

$$\beta_{Ajustado} = 0.33 + 0.67\beta_{estimado} \quad (4)$$

Cuando se estima el beta que enfrenta una inversión en un mercado emergente, la estimación del riesgo no diversificable se torna más compleja, ya sea porque no existe un índice representativo del mercado o porque la empresa regulada del país emergente no cotiza en bolsa, o si cotiza, el mercado bursátil del país en cuestión es ilíquido o poco profundo, por lo que las cotizaciones bursátiles del país emergente no reflejan los riesgos del negocio adecuadamente. Calculado el beta y el resto de parámetros anteriores, es posible estimar el costo de capital patrimonial de la empresa (COC). (Dávila pp. 158, 2011)

El quinto paso de la metodología consiste en promediar el costo de la deuda y el costo del capital patrimonial, para obtener el WaCC. Tal como se indicó anteriormente, el ponderador que se emplea para el cálculo del WaCC está determinado por la estructura de capital de la empresa. En particular, cuando más apalancada está la empresa, menor será el WaCC estimado y cuanto mayor sea el aporte de capital patrimonial en la empresa (menor sea el endeudamiento como proporción del valor de la empresa) mayor será el WaCC estimado. La elección de la estructura de capital que el regulador utiliza para el cálculo del WaCC no es trivial y tiene un efecto material sobre el WaCC finalmente estimado. (Dávila pp. 158, 2011)

Para finalizar la estimación del WaCC, el regulador debe elegir si estimar el WaCC antes de impuestos (como en la ecuación 1) o después de impuestos. Además, debe considerar si la estimación del WaCC se realizará en términos reales o en términos nominales. Si el regulador estima el WaCC antes de impuestos debe engrosar el COC de forma que la empresa obtenga un retorno esperado acorde con el nivel de riesgo que asume y además, pueda hacer frente al pago de impuestos. En el caso de la ecuación 1, el cálculo asume que los impuestos que efectivamente paga la empresa coinciden la tasa de impuesto a la renta.

Si bien este es un supuesto correcto en el largo plazo, en el corto plazo la empresa puede pagar más o menos impuestos que la tasa impositiva legal. (Dávila pp. 159, 2011)

Alternativamente, el regulador puede optar por no considerar las obligaciones tributarias en el cálculo del WaCC y estimar el WaCC con la siguiente ecuación:

$$WACC \text{ (sin impuestos)} = g \times r_d + r_e \times (1 - g) \quad (5)$$

En caso el regulador opte por la aplicación de la ecuación de WACC anterior, debe estimar las obligaciones tributarias que efectivamente pagará la empresa a futuro y considerarlas como un gasto a ser recuperado a través de las tarifas reguladas. Finalmente, el regulador también puede elegir estimar el WACC después de impuestos, para la cual buscará remover del WACC el beneficio tributario que obtiene la empresa con el endeudamiento:

$$WACC \text{ (después de impuestos)} = g \times r_d(1 - t) + r_e \times (1 - g) \quad (6)$$

III. HIPÓTESIS.

3.1. Declaración de hipótesis.

El modelo que mejor estima el costo de capital para las empresas agrarias que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 - 2018 es el de datos en Panel.

3.2. Operacionalización de Variables.

VARIABLE	DEFINICIÓN	DIMENSIÓN	INDICADOR	ESCALA DE MEDICIÓN
Costo de Capital	<p>CONCEPTUAL: El costo de capital se define como el retorno que espera un inversionista por comprometer capital y asumir los riesgos de un determinado negocio.</p> <p>OPERACIONAL: El costo de capital es el rendimiento requerido sobre los distintos tipos de financiamiento. Este costo puede ser explícito o implícito y ser expresado como el costo de oportunidad para una alternativa equivalente de inversión.</p>	Tamaño.	Activo total (miles de soles).	Intervalo.
		Rentabilidad.	Utilidad de operación (miles de soles).	
		Riesgo financiero.	Activo total – pasivo total (miles de soles).	
		Crecimiento.	Ventas netas (miles de soles).	
		Inflación.	Tasa de inflación acumulado anual representada por el índice nacional de precio al consumo (IPC) (porcentaje).	
		Tasa de interés libre de riesgo.	Tasa promedio anual de rendimiento de los certificados de la tesorería (CETES) a 28 días (variación en pbs).	
Tipo de cambio.	Promedio anual del tipo de cambio (un sol).			

3.3. Propuesta de solución.

Los datos obtenidos se almacenaron en el programa Microsoft Excel 2013, en donde se organizó la información recabada tanto de las variables incluidas en el modelo y los estados financieros en una serie del 2003 al 2018 de las empresas del sector agrario que cotizaron en Bolsa de valores de Lima empleando las funciones financieras existente en el software antes mencionado. Una vez organizada la información se estimó el COK por el método de Datos en Panel a efectos Fijos mediante el software EView 8.

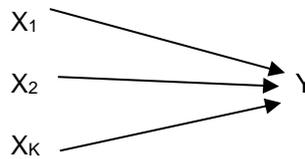
IV. DESCRIPCIÓN DE MÉTODOS Y ANÁLISIS.

4.1. Tipo de Investigación.

La presente investigación es de tipo cuantitativo, porque usa la recolección de datos para probar hipótesis, con base en la medición numérica y el análisis estadístico, para establecer patrones de comportamiento y probar teorías (Hernández p. 4, 2010); no experimental, porque que se realizan sin la manipulación deliberada de variables y en los que sólo se observan los fenómenos en su ambiente natural para después analizarlos (Hernández p. 149, 2010); de acuerdo a la Orientación es Aplicada.

4.2. Diseño de Investigación.

De acuerdo a la Técnica de Contrastación el diseño es correlacional causal. Describen relaciones entre dos o más categorías, conceptos o variables en un momento determinado, ya sea en términos correlacionales, o en función de la relación causa-efecto. (Hernández p. 158, 2014)



Donde:

X_1, X_2, \dots, X_k son las variables independientes.

Y: Variable dependiente.

4.3. Población y Muestra.

4.3.1. POBLACIÓN.

Las empresas del sector agrario que cotizaron de forma constante en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

4.3.2. MUESTRA.

La muestra de estudio fue no probabilística, debido a que serán consideradas todas las empresas del sector agrario que cotizaron de forma constante en el periodo 2003-2018 en la Bolsa de Valores de Lima.

4.3.3. TAMAÑO DE MUESTRA.

La muestra estuvo representada por 10 empresas del sector agrario que cotizaron de forma constante en el periodo 2003-2018 en la Bolsa de Valores de Lima.

4.3.4. UNIDAD DE ANÁLISIS.

Una empresa que pertenece al sector agrario que cotizaron de forma constante en el periodo 2003-2018 en la Bolsa de Valores de Lima.

4.3.5. MARCO MUESTRAL.

Estuvo constituida por que de acuerdo a la estratificación realizada por Bolsa de Valores de Lima publicada en su página web, todas son clasificadas como empresas grandes y son las siguientes:

Tabla 1: Empresas Agroindustriales que se encuentran en la Bolsa de Valores de Lima.

ID	Clave de Emisora	Razón social
1	PARAMONGA	AGRO INDUSTRIAL PARAMONGA S.A.A.
2	LAREDO	AGROINDUSTRIAL LAREDO S.A.A.
3	SAN JACINTO	AGROINDUSTRIAL SAN JACINTO S.A.A.
4	CARTAVIO	CARTAVIO S.A.A.
5	CASA GRANDE	CASA GRANDE S.A.A.
6	CHUCARAPI	CENTRAL AZUCARERA CHUCARAPI PAMPA BLANCA S.A.
7	CHIQUITOY	EMPRESA AGRARIA CHIQUITOY S.A.
8	SAN JUAN	EMPRESA AGRICOLA SAN JUAN S.A.
9	SINTUCO	EMPRESA AGRICOLA SINTUCO S.A.
10	EL INGENIO	EMPRESA AZUCARERA "EL INGENIO" S.A.

4.4. Técnica e Instrumentos.

Los datos de las variables específicas de la empresa se obtuvieron de los estados financieros publicados en los anuarios financieros de la Bolsa de Valores de Lima, siendo esta una fuente muy confiable, tomando en consideración que de acuerdo a leyes específicas las empresas que cotizan en la Bolsa, tienen la obligación de generar reportes al cierre de cada trimestre, Schneider (2001). Los datos de las variables macroeconómicas se obtuvieron de bases de datos y de publicaciones realizadas por el Banco Central de Reserva del Perú.

4.4.1. Prueba estadística.

La técnica estadística que se utilizó en este trabajo fue el método general conocido como dependencia y el modelo econométrico de datos de panel. El programa que se utilizó para el procesamiento de los datos fue E-Views versión 8.

De acuerdo con Rivera (2007) en un modelo de datos de panel se considera tanto la dimensión temporal como la estructural (transversal), que permite capturar la heterogeneidad de los agentes económicos e incorporar el análisis dinámico. La característica fundamental que distingue a este modelo de las técnicas de corte transversal, es que se da seguimiento a las mismas empresas durante cierto periodo Wooldridge (2001).

Se utilizó el modelo de efectos fijos. Este modelo tiene en cuenta las características únicas de cada unidad (empresa) de la sección transversal, causando que el intercepto varíe para cada unidad, sin embargo, considera que los coeficientes angulares son constantes entre las unidades. La estimación se realizó con el método de mínimos cuadrados generalizados (MCG) ya que es el que proporciona resultados más robustos para las características de nuestra muestra de estudio, así mismo se usó el contraste White para identificar la heterocedasticidad y ésta se corrigió con la ponderación de sección cruzada.

EVALUACIÓN DE SUPUESTOS BÁSICOS Y SUS CORRECCIONES:

NORMALIDAD: Prueba de Jarque Bera (JB):

La prueba Jarque-Bera (1987) es una prueba que considera los siguientes elementos para probar la normalidad de los errores de un modelo de regresión lineal.

Sea $y = X\beta + u$ donde $E(u) = 0$ $E(uu') = \sigma^2$

Si u se encuentra normalmente distribuido, entonces:

$$\mu_3 = E(u_t^3) = 0 \quad \mu_4 = E(u_t^4) = 3\sigma^4$$

La prueba JB toma este principio: "que tanto se desvían los coeficientes de asimetría y curtosis"

Las medidas convencionales de asimetría (A) y curtosis (K) están dadas por $b_1 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$ $b_2 = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$

Los momentos señalados, se pueden estimar a partir de los residuales obtenidos mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios considerando que:

$$\hat{\mu}_i = \frac{\sum_{t=1}^T u_t^i}{T} \text{ donde } i = 1,2,3,4$$

Así el coeficiente de Asimetría es el tercer momento respecto a la media, mide el grado de asimetría de la distribución de probabilidad (que tan equilibrada o balanceada se encuentra). Si el coeficiente es mayor a cero, la distribución es sesgada a la derecha, y en consecuencia presenta mayor número de observaciones a la izquierda; si es menor que cero, la distribución es sesgada a la izquierda, y si esta es igual a cero se dice que es simétrica.

$$A = \frac{\frac{\sum_{t=1}^T u_t^3}{n}}{\left(\frac{\sum_{t=1}^T u_t^2}{n}\right)^{3/2}}$$

Por su parte, el coeficiente de curtosis (K) es el cuarto momento respecto a la media, mide el grado de "picudez" o "apuntamiento" de la distribución de probabilidad (que tan concentrada se encuentra). Cuando el coeficiente es centrado, si está es igual a tres (mesocúrtica), la distribución muestra problemas, Platicúrtica si $b_2 > 3$ o leptocúrtica si $b_2 < 3$.

$$K = \frac{\frac{\sum_{t=1}^T u_t^4}{n}}{\left(\frac{\sum_{t=1}^T u_t^2}{n}\right)^2}$$

Bajo la hipótesis nula de que los errores se encuentran distribuidos normalmente, el estadístico JB se distribuye asintóticamente como una X^2_2 , siendo igual a:

$$JB = (n - T) \left[\frac{\left(\frac{\frac{\sum_{t=1}^T u_t^3}{n}}{\left(\frac{\sum_{t=1}^T u_t^2}{n}\right)^{3/2}} \right)^2}{6} + \frac{\left(\frac{\frac{\sum_{t=1}^T u_t^4}{n}}{\left(\frac{\sum_{t=1}^T u_t^2}{n}\right)^2} - 3 \right)^2}{24} \right]$$

$$JB = (n - T) \left[\frac{A^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right]$$

Donde:

n: tamaño de la muestra.

T: número de parámetros.

A: coeficiente de Asimetría.

K: coeficiente de curtosis.

HETEROCEDASTICIDAD: Prueba general de White.

El modelo básico de regresión lineal exige, como hipótesis básica, que la varianza de las perturbaciones o errores aleatorios, condicional a los valores de los regresores X, sea constante:

$$Var(u_t|X_t) = \sigma^2 \text{ o } Var(u_t) = \sigma^2$$

El proceso a seguir para realizar este contraste sería el siguiente:

- Estimar el modelo original por MCO, determinando la serie de los errores. Escrito esto en forma matricial para un modelo con "n" observaciones y "k" variables explicativas:

$$Y = X\beta + U$$

$$\hat{\beta} = [X'X]^{-1}X'Y$$

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

$$e = Y - \hat{Y}$$

- Estimar un modelo en el que la endógena sería los valores al cuadrado de los errores obtenidos previamente (paso 1) con todas las variables explicativas del modelo inicial, sus cuadrados y sus combinaciones no repetidas.

$$e_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \dots + \alpha_k x_{kt} + \alpha_{k+1} x_{1t}^2 + \dots + \alpha_{k+k} x_{kt}^2 + \alpha_{k+k+1} x_{1t} x_{2t} + \alpha_{k+k+2} x_{1t} x_{3t} + \dots + \alpha_{3k+1} x_{2t} x_{3t} + \dots + \varepsilon_t$$

- El valor de la R_e^2 de este segundo modelo (paso 2) nos dirá si las variables elegidas sirven o no para estimar la evolución variante del error al cuadrado, representativo de la varianza estimada de las perturbaciones aleatorias. Evidentemente, si la varianza de éstas fuera constante (homocedasticidad), el carácter no constante de las variables explicativas implicadas en el modelo no serviría para explicar la endógena, luego la R_e^2 debiera ser muy pequeña.

En principio, la R_e^2 , como proporción de la varianza de la endógena real que queda explicada por la estimada, debiera ser muy pequeña si la capacidad explicativa de los regresores considerados también es muy pequeña, siendo estos regresores, por su construcción, representativos de varianzas y covarianzas de todas las explicativas del modelo original. Dicho esto, evidentemente un valor del R_e^2 suficientemente pequeño servirá para concluir que no existe heterocedasticidad en el modelo producido por los valores de las explicativas consideradas en el modelo inicial. Para encontrar el valor crítico en esa consideración de "suficientemente pequeño" se emplea la expresión deducida por Breusch y Pagan como producto del coeficiente R^2 por el número de datos del modelo, que se distribuiría del siguiente modo:

$$n \times R_e^2 \rightarrow \chi_{p-1}^2 \quad (7)$$

En definitiva, si obtenemos un valor del producto $n * R_e^2$ mayor que el reflejado por las tablas de χ_{p-1}^2 , afirmaremos que existe heterocedasticidad, y viceversa, si este valor es más pequeño diremos que se mantiene la homocedasticidad (luego la hipótesis nula de este contraste es la homocedasticidad).

En definitiva, y a modo de breve "receta", los pasos para la corrección de la heterocedasticidad serían los siguientes:

- Se estiman los parámetros del modelo por MCO, ignorando por el momento el problema de la heterocedasticidad de las perturbaciones aleatorias
- Se establece un supuesto acerca de la formación de σ_t^2 y se emplean los residuos de la regresión por MCO para estimar la forma funcional supuesta.
- Se divide cada observación por $\sqrt{\hat{\sigma}_t^2}$ según el paso anterior (según el valor de esa heterocedasticidad supuesta estimada, siempre y cuando un contraste nos haya confirmado que el "modelo simplificador" es bueno).
- Se estima el modelo original ahora con todas las variables transformadas según el paso c).

MULTICOLINEALIDAD:

Se define como la existencia de una fuerte combinación lineal entre dos o más variables explicativas de un modelo econométrico. Hay algunos indicios y estadísticos que pueden ayudar en el diagnóstico de multicolinealidad.

Elevado R^2 y todos los parámetros no significativos. La multicolinealidad aproximada se pone de manifiesto en elevadas varianzas de los parámetros estimados que, como consecuencia, son de ordinario no significativos y frecuentemente toman signos contrarios a los previstos.

Una situación típica es aquella, aparentemente paradójica, en que todos los parámetros en $\hat{\beta}$ son no significativos y sin embargo R^2 es muy elevado. Parece que ningún regresor ayuda a ajustar el regresando, y sin embargo todos en conjunto lo hacen muy bien. Ello se debe a que la multicolinealidad no permite deslindar la contribución de cada regresor.

La hipótesis a contrastar es la siguiente:

H_0 : Existe multicolinealidad.

H_1 : No existe multicolinealidad.

Solución de la multicolinealidad:

- Aumentar el tamaño muestral puede reducir un problema de colinealidad aproximada.
- Si se suprimen variables que están correladas con otras, la pérdida de capacidad explicativa será pequeña y la colinealidad se reducirá.
- Trabajar con las series logaritmizadas.
- Utilizar datos de corte transversal.
- Desestacionalizar las series y quitarles la tendencia.

AUTOCORRELACIÓN: La autocorrelación surge cuando los términos de error del modelo no son independientes entre sí, es decir, cuando: $E(u_i, u_j) \neq 0$ para todo $i \neq j$. Entonces los errores estarán vinculados entre sí. Los estimadores mínimos cuadrados ordinarios (MCO) obtenidos, bajo esta circunstancia, dejan de ser eficientes.

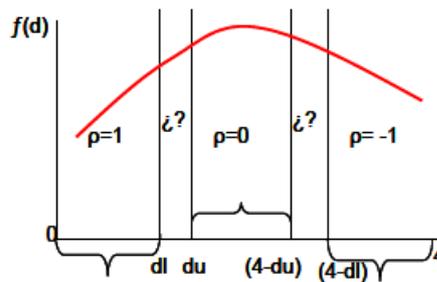
H_0 : Existe Autocorrelación ó $\rho = 0$.

H_1 : No existe autocorrelación ó $\rho > 0$.

Estadístico de Contraste: Para detectar la presencia de autocorrelación en una serie de datos la prueba más utilizada y que es calculada en, prácticamente, todos los programas econométricos, es la de Durbin Watson. Para este fin se define el estadístico de la siguiente manera:

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

Donde $e_t = y_t - \hat{y}_t$ son, respectivamente, los valores observación y predicción de la variable respuesta para el individuo i . d se hace más pequeño conforme aumenta las correlaciones de la serie. La distribución del muestreo de la prueba y su contraste depende del número de observaciones, del número de parámetros, de la inclusión o no del intercepto y de la incorporación de variables rezagadas en el modelo, además del nivel de significancia. Los valores del estadístico Durbin Watson poseen un rango que va de cero a cuatro.



Valor del Durbin entre	Valor del ρ	Conclusión
Limites 0—dL	1	Autocorrelación Positiva
Limites dL—dU	$\zeta?$	Ausencia de Evidencia
Limites dU—4-dU	0	Ausencia de Autocorrelación
Limites 4-dU—4-dL	$\zeta?$	Ausencia de Evidencia
Limites 4-dL—4	-1	Autocorrelación Negativa

Ilustración 1: Región de Durbin Watson para medir la autocorrelación.

Existen tablas para probar la hipótesis de autocorrelación cero ($\rho=0$) contra la hipótesis de autocorrelación positiva ($\rho>0$), que arrojan los límites: inferior (dL) y superior (dU), para la autocorrelación negativa se estima por diferencia con límites dado por la tabla que son 4-dU y 4-dL.

Corrección: Cuando es conocida la estructura se puede estimar el coeficiente de autocorrelación serial (ρ) por algunos de los procedimientos referidos anteriormente. Si sigue un proceso autorregresivo de primer orden. Las variables se transforman y se corre la regresión para el conjunto de datos transformados. Para ejemplificar el proceso se muestra el proceso con un modelo de dos variables.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t \quad (8)$$

Si multiplicamos (8) por $(1-\rho L)$ donde L es un operador de rezagos, tal que si se multiplica una variable en el tiempo la rezaga en un periodo, es decir: $LY_t=Y_{t-1}$ y si el operador de rezagos es; $L^2Y_t=Y_{t-2}$ y si $L^kY_t=Y_{t-k}$. Por tanto:

$$(1 - \rho L)Y_t = (1 - \rho L)[\alpha + \beta X_t + u_t] \quad (9)$$

$$(Y_t - \rho Y_{t-1}) = [\alpha(1 - \rho) + \beta(X_t - \rho X_{t-1}) + (u_t - \rho u_{t-1})] \quad (10)$$

$$Y_t^* = \alpha^* + \beta X_t^* + \varepsilon_t \quad (11)$$

Donde $\alpha^*=\alpha(1-\rho)$, $Y_t^*=(Y_t - \rho Y_{t-1})$, $X_t^*=(X_t - \rho X_{t-1})$ y $\varepsilon_t =(u_t - \rho u_{t-1})$. Nótese que con la transformación $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2_\varepsilon)$. Puesto que ε_{t-1} cumple los supuestos de normalidad, al aplicar MCO en las variables transformadas se obtienen los estimadores y las estimaciones óptimas. La regresión realizada por la ecuación (11) es una estimación por mínimos cuadrados generalizados (MCG). La primera observación de las variables: dependiente (Y) y de los regresores (X's) se le aplica la transformación de Prais Winsten de la siguiente forma $Y_1\sqrt{1-\rho^2}$ y $X_1\sqrt{1-\rho^2}$.

MODELOS DE DATOS EN PANEL

La especificación general de un modelo de regresión con datos de panel es la siguiente:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad ; i=1,n \text{ y } t=1,T$$

Donde:

i: se refiere al individuo o a la unidad de estudio (corte transversal).

t: a la dimensión en el tiempo α es un vector de interceptos que puede contener entre 1 y $n+t$ parámetros.

β : es un vector de *k* parámetros.

X_{it} : es la *i*-ésima observación al momento *t* para las *k* variables explicativas X_1, X_2, \dots, X_k .

En este caso, la muestra total de las observaciones en el modelo viene dado por $n \times T$.

Modelo de efectos fijos

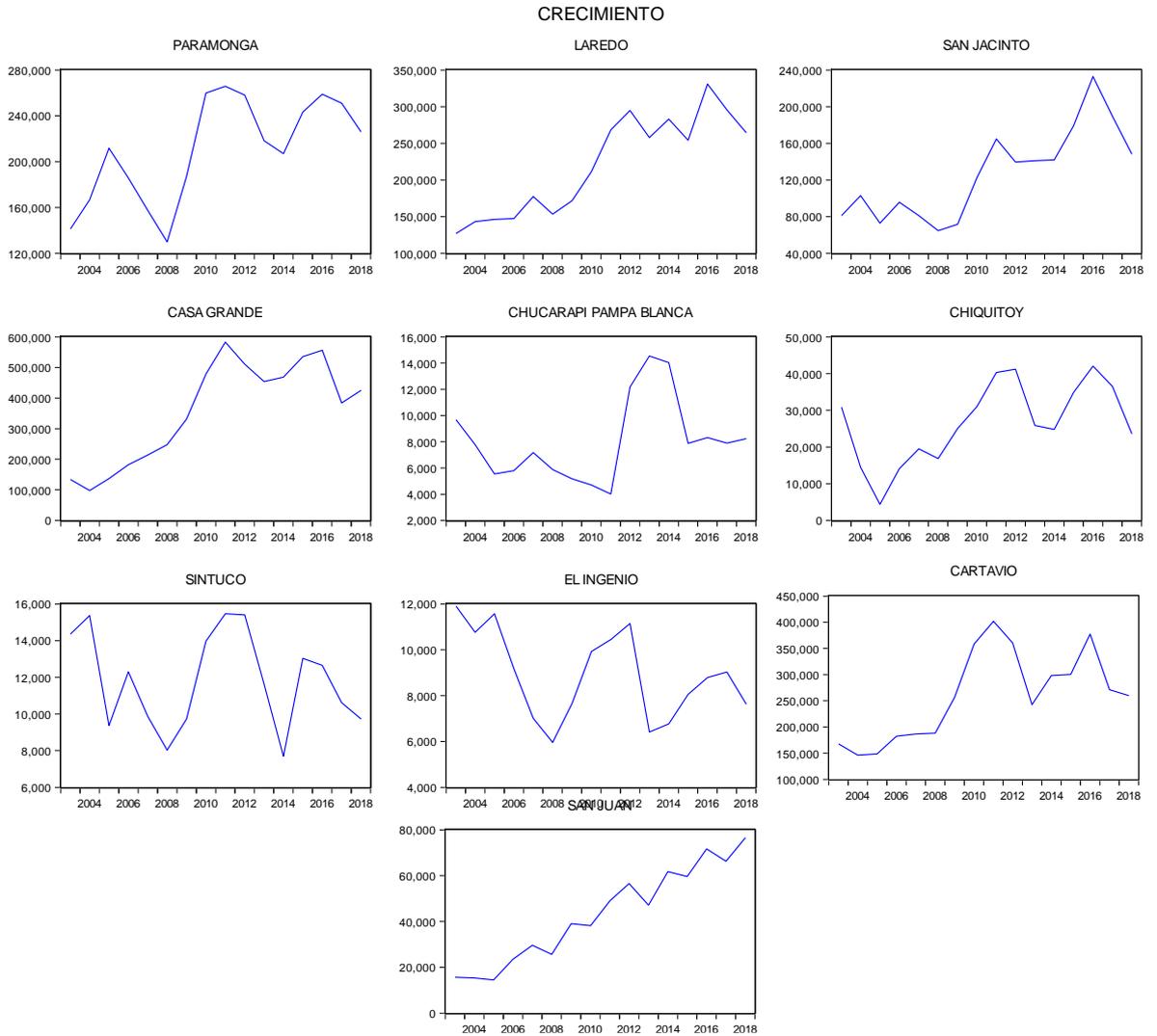
Con este modelo se considera que las variables explicativas afectan por igual a las unidades de corte transversal y que éstas se diferencian por características propias de cada una de ellas, medidas por medio del intercepto. Es por ello que los *n* interceptos se asocian con variables dummy con coeficientes específicos para cada unidad, los cuales se deben estimar. Para la *i*-ésima unidad de corte transversal, la relación es la siguiente:

$$Y_{it} = i\alpha_{it} + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + U_{it} \quad \text{con } i=1,n$$

Donde el subíndice *i* representa un vector columna de unos. Debe hacerse notar que en este modelo se presenta una pérdida importante de grados de libertad.

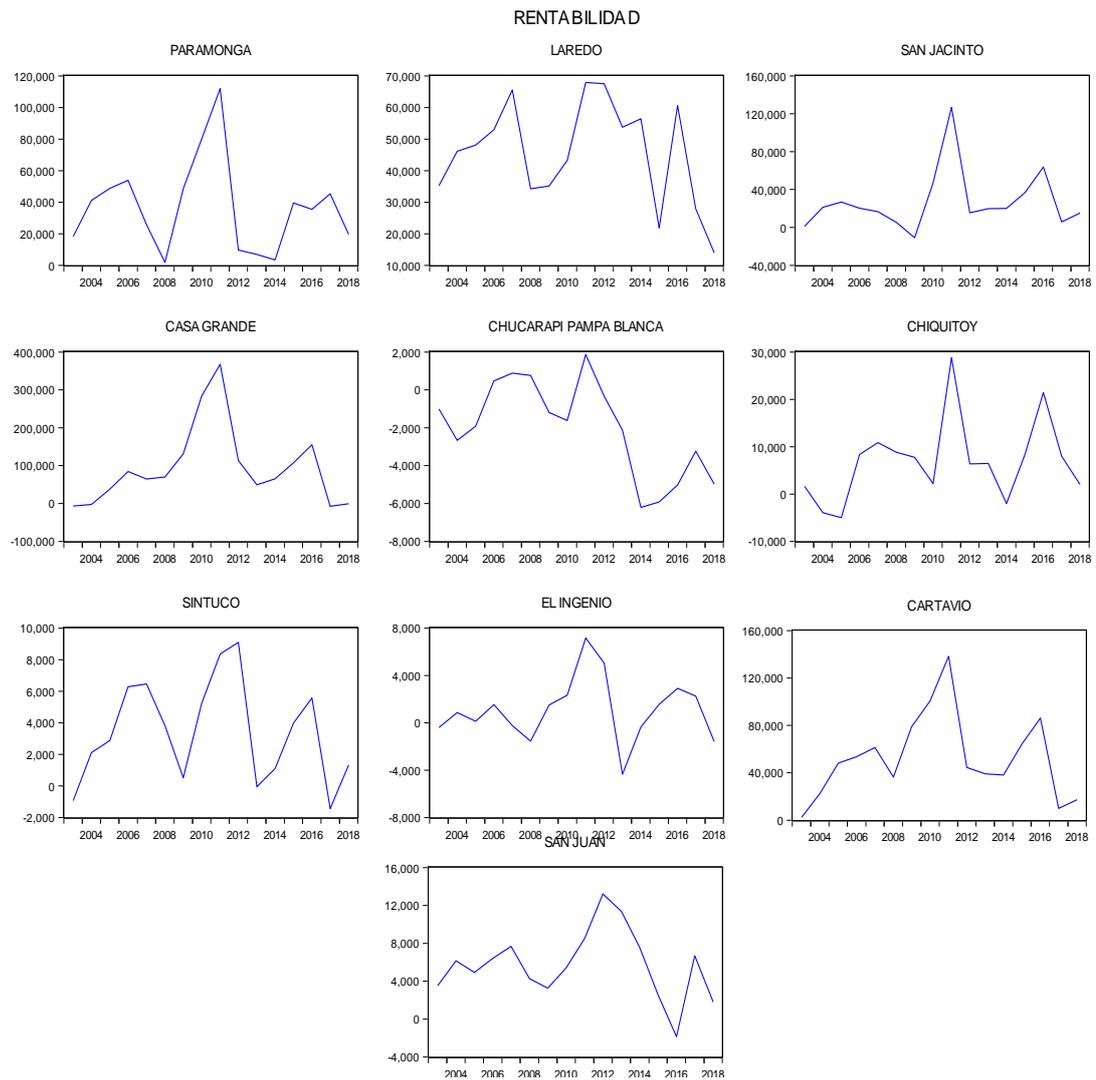
V. RESULTADOS.

Ilustración 2: Comportamiento del Crecimiento de la Empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.



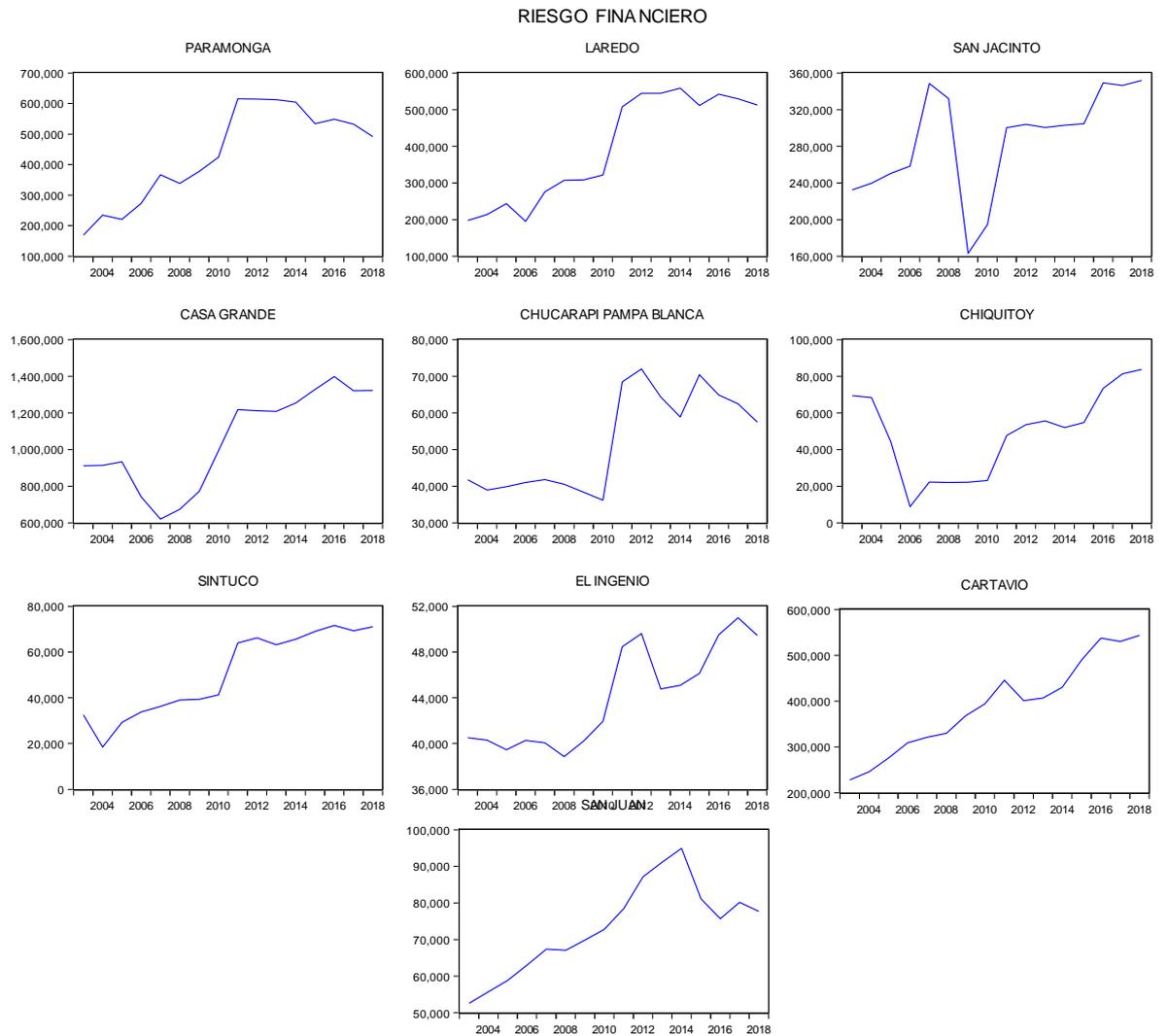
Fuente: Obtenido del software EViews vrs. 9.

Ilustración 3: Comportamiento de la rentabilidad de las Empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.



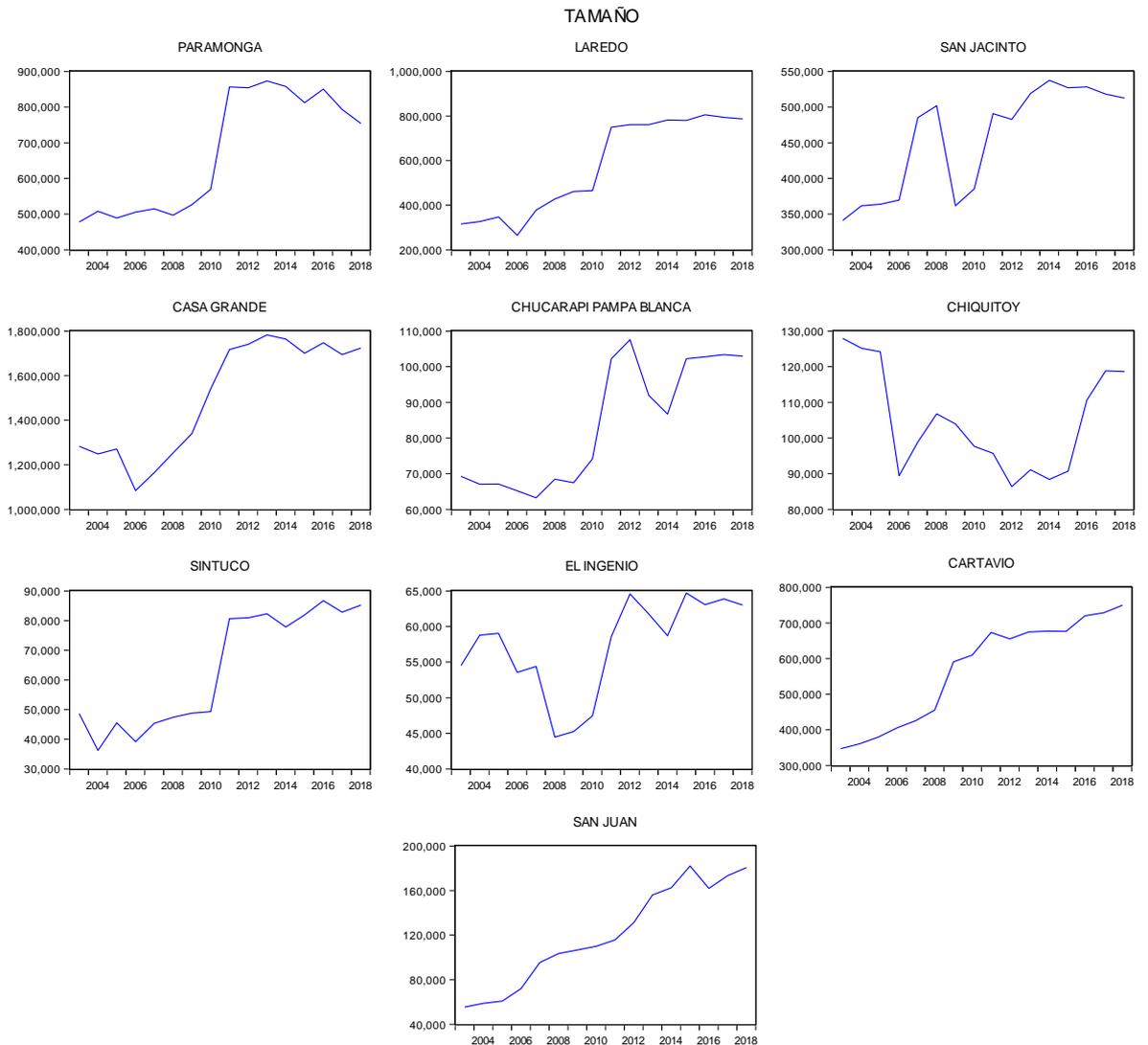
Fuente: Obtenido del software EViews vrs. 9.

Ilustración 4: Comportamiento del Riesgo Financiero de las Empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.



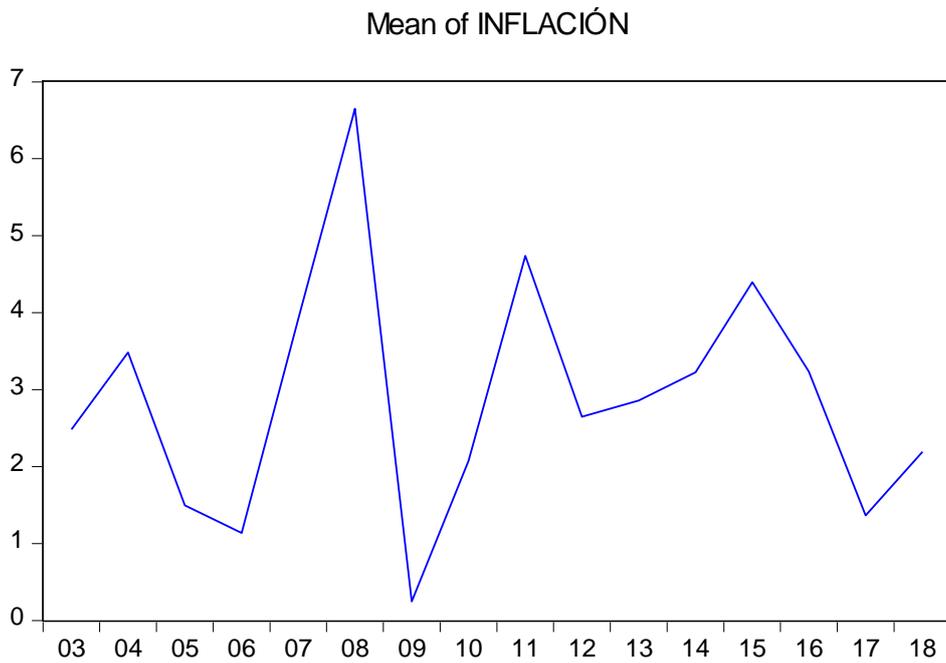
Fuente: Obtenido del software EViews vrs. 9.

Ilustración 5: Comportamiento del Tamaño de las Empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.



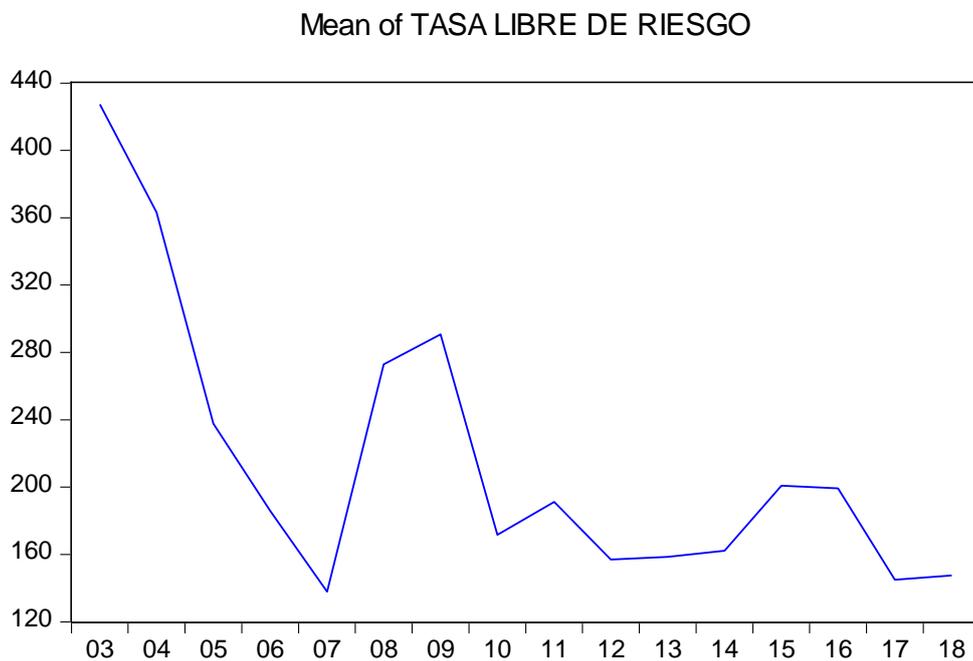
Fuente: Obtenido del software EViews vrs. 9.

Ilustración 6: Comportamiento de la Tasa de Inflación del Perú, periodo 2003 al 2018.



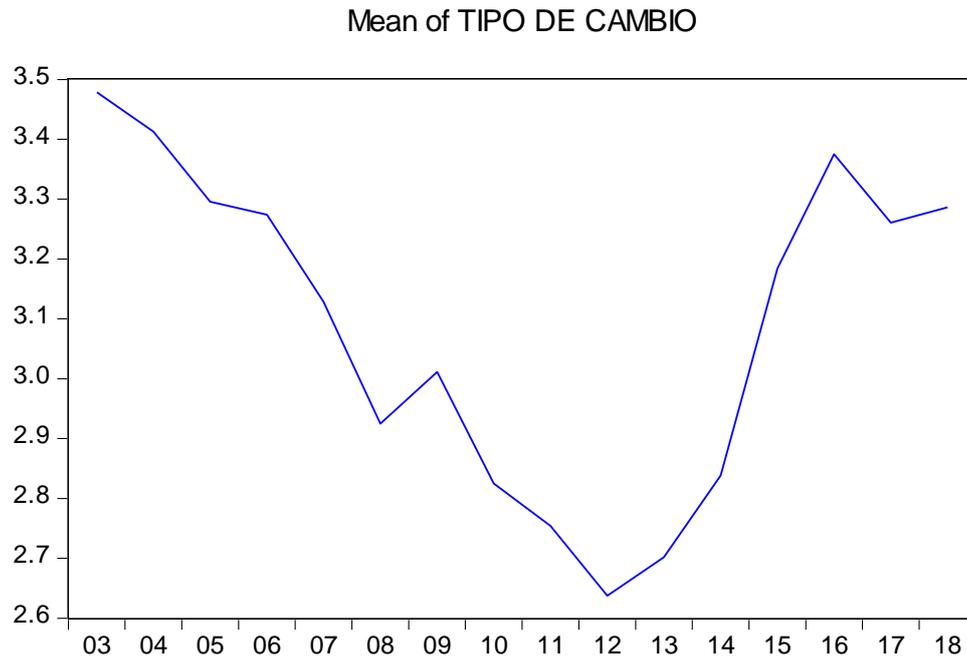
Fuente: Obtenido del software EViews vrs. 9.

Ilustración 7: Comportamiento de la Tasa Libre de Riesgo del Perú, periodo 2003 al 2018.



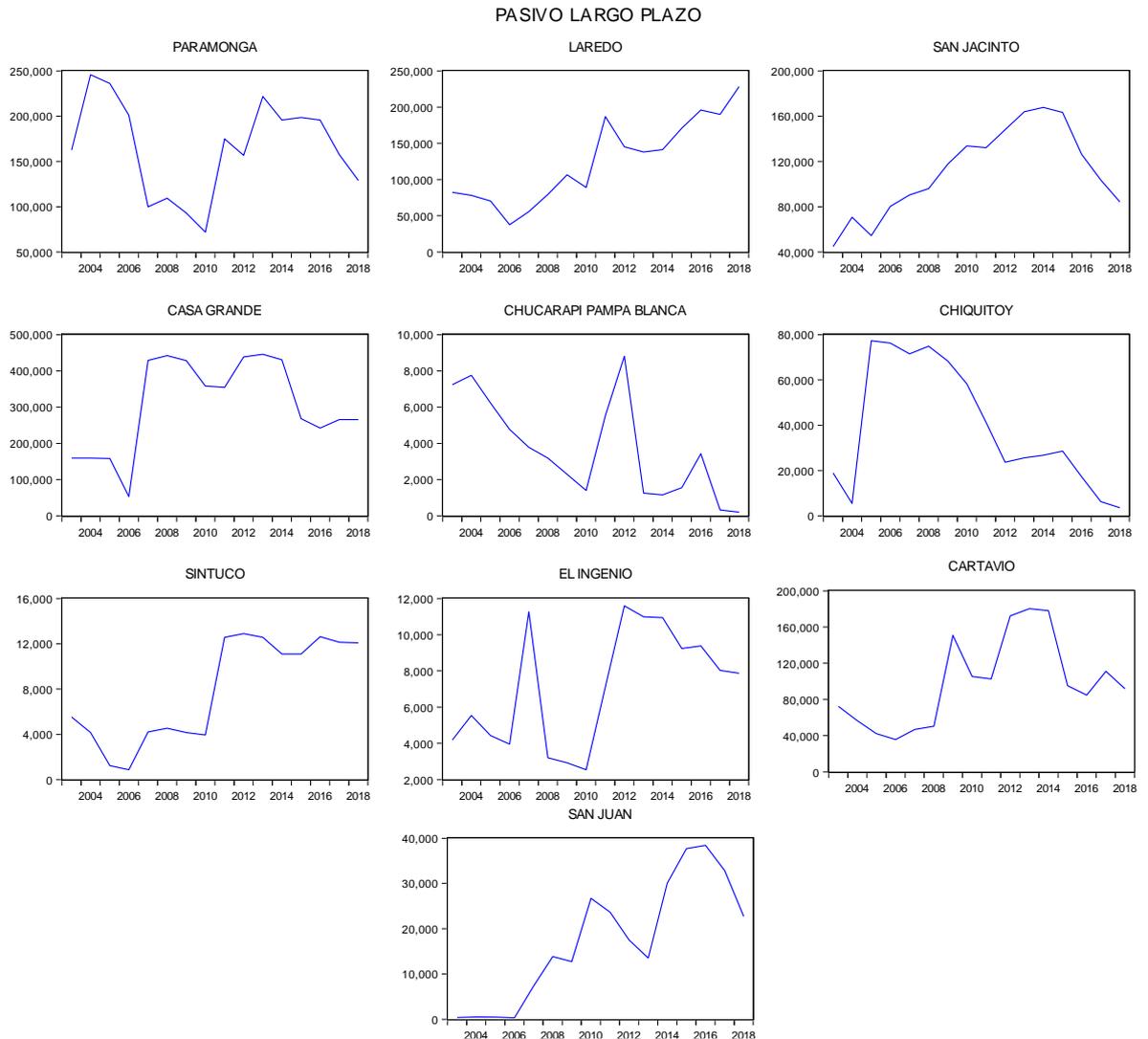
Fuente: Obtenido del software EViews vrs. 9.

Ilustración 8: Comportamiento del Tipo de Cambio de la moneda peruana, periodo 2003 al 2018.



Fuente: Obtenido del software EViews vrs. 9.

Ilustración 9: Comportamiento del Pasivo a Largo Plazo de las Empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.



Fuente: Obtenido del software EViews vrs. 9.

Tabla 2: : Prueba de Comparación de medias de los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

Test for Equality of Means of PASIVO_LARGO_PLAZO

Categorized by values of PASIVO_LARGO_PLAZO

Date: 10/06/19 Time: 12:46

Sample: 2003 2018

Included observations: 160

Method	df	Value	Probability
Anova F-test	(4, 155)	459.3827	0.0000
Welch F-test*	(4, 15.7998)	2699.051	0.0000

*Test allows for unequal cell variances

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	4	1.60E+12	4.01E+11
Within	155	1.35E+11	8.73E+08
Total	159	1.74E+12	1.09E+10

Category Statistics

PASIVO_LARGO_PLAZO	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
[0, 100000)	107	29044.44	30826.04	2980.065
[100000, 200000)	36	152485.1	29358.88	4893.147
[200000, 300000)	9	241659.6	22691.23	7563.743
[300000, 400000)	2	356470.0	2535.685	1793.000
[400000, 500000)	6	435779.8	7461.779	3046.258
All	160	88123.58	104588.4	8268.442

Fuente: Extraído de EViews vs.9.

Tabla 3: Prueba de Comparación de varianzas de los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

Test for Equality of Variances of PASIVO_LARGO_PLAZO
Categorized by values of PASIVO_LARGO_PLAZO
Date: 10/06/19 Time: 12:52
Sample: 2003 2018
Included observations: 160

Method	df	Value	Probability
Bartlett	4	12.87998	0.0119
Levene	(4, 155)	4.013946	0.0040
Brown-Forsythe	(4, 155)	1.328734	0.2617

Category Statistics

PASIVO_LAR GO_PLAZO	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
[0, 100000)	107	30826.04	26369.50	23622.78
[100000, 200000)	36	29358.88	24371.33	23855.28
[200000, 300000)	9	22691.23	17607.38	17544.56
[300000, 400000)	2	2535.685	1793.000	1793.000
[400000, 500000)	6	7461.779	6489.500	6489.500
All	160	104588.4	24374.34	22417.82

Bartlett weighted standard deviation: 29544.71

Fuente: Extraído de EViews vs.9.

Tabla 4: Modelo previo sobre los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

Dependent Variable: PASIVO_LARGO_PLAZO
Method: Panel Least Squares
Date: 10/05/19 Time: 14:31
Sample: 2003 2018
Periods included: 16
Cross-sections included: 10
Total panel (balanced) observations: 160
PASIVO_LARGO_PLAZO=C(1)+C(2)*CRECIMIENTO+C(3)*INFLACION
+C(4)*RENTABILIDAD+C(5)*RIESGO_FINANCIERO+C(6)*TAMANO
+C(7)*TASA_LIBRE_DE_RIESGO+C(8)*TIPO_DE_CAMBIO

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	49696.40	28322.45	1.754665	0.0813
C(2)	0.091627	0.042864	2.137615	0.0341
C(3)	1150.730	1430.921	0.804188	0.4225
C(4)	-0.118263	0.068731	-1.720662	0.0873
C(5)	-0.837345	0.047237	-17.72653	0.0000
C(6)	0.780895	0.034886	22.38425	0.0000
C(7)	-8.638137	30.43180	-0.283852	0.7769
C(8)	-20489.91	9476.705	-2.162134	0.0322

R-squared	0.939031	Mean dependent var	88123.57
Adjusted R-squared	0.936223	S.D. dependent var	104588.4
S.E. of regression	26412.86	Akaike info criterion	23.24980
Sum squared resid	1.06E+11	Schwarz criterion	23.40356
Log likelihood	-1851.984	Hannan-Quinn criter.	23.31223
F-statistic	334.4378	Durbin-Watson stat	1.091277
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Extraído de EViews vs.9.

Ilustración 10: Prueba de Normalidad de los errores del modelo para los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

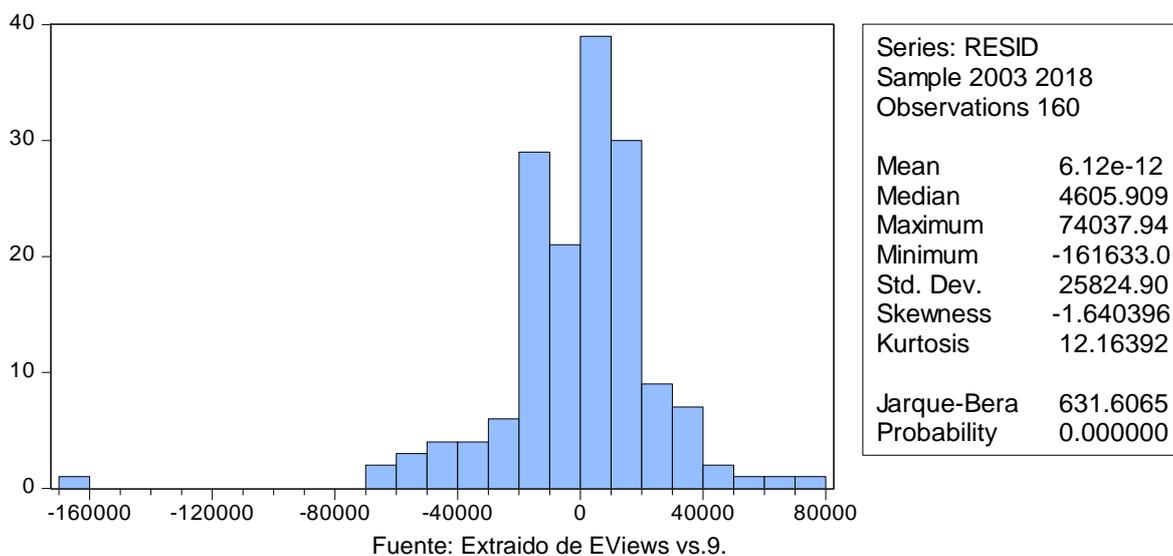


Tabla 5: Prueba de Heterocedasticidad de los errores del modelo para los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

Test for Equality of Variances of RESID

Categorized by values of RESID

Date: 10/20/19 Time: 11:21

Sample: 2003 2018

Included observations: 160

Method	df	Value	Probability
Bartlett	4	1.114936	0.8919
Levene	(4, 155)	0.478311	0.7516
Brown-Forsythe	(4, 155)	0.443321	0.7771

Category Statistics

RESID	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
[-200000, -150000)	1	NA	0.000000	0.000000
[-100000, -50000)	5	8486.274	6997.833	6589.061
[-50000, 0)	64	11294.37	8427.807	8307.468
[0, 50000)	87	10163.34	7956.231	7803.658
[50000, 100000)	3	9894.180	6654.166	6595.333
All	160	25824.90	8040.771	7895.797

Bartlett weighted standard deviation: 10596.27

Fuente: Extraído de EViews vs.9.

Tabla 6: Prueba de Multicolinealidad: matriz de correlaciones de las variables en estudio en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

Covariance Analysis: Ordinary
Date: 10/20/19 Time: 11:45
Sample: 2003 2018
Included observations: 160

Covariance		PASIVO_LARGO _PLAZO	CRECIMIENTO	INFLACION	RENTABILIDAD	RIESGO_FINA NCIERO	TAMANO	TASA_LIBRE_ DE_RIESGO	TIPO_DE_CAMBIO
Correlation									
PASIVO_LARGO_PLAZO		1.09E+10 1.000000							
CRECIMIENTO		1.18E+10 0.824922	1.87E+10 1.000000						
INFLACION		7303.054 0.045939	4881.430 0.023405	2.324873 1.000000					
RENTABILIDAD		2.91E+09 0.593136	4.75E+09 0.738715	5594.896 0.078085	2.21E+09 1.000000				
RIESGO_FINANCIERO		2.78E+10 0.835124	3.91E+10 0.894494	11687.34 0.023995	8.97E+09 0.597295	1.02E+11 1.000000			
TAMANO		4.18E+10 0.895711	5.53E+10 0.903456	16365.14 0.023966	1.30E+10 0.619534	1.42E+11 0.989828	2.01E+11 1.000000		
TASA_LIBRE_DE_RIESG O		-872640.1 -0.103236	-1985572. -0.179046	4.670790 0.037784	-416345.1 -0.109283	-3394111. -0.131055	-4256961. -0.117245	6572.938 1.000000	
TIPO_DE_CAMBIO		-4288.563 -0.155076	-4797.796 -0.132238	-0.092209 -0.227998	-2361.926 -0.189496	-5712.911 -0.067425	-9319.195 -0.078453	10.07048 0.468302	0.070354 1.000000

Fuente: Extraído de EViews vs.9.

Tabla 7: Modelo final de los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

Dependent Variable: PASIVO_LARGO_PLAZO
Method: Panel Least Squares
Date: 10/20/19 Time: 12:15
Sample: 2003 2018
Periods included: 16
Cross-sections included: 10
Total panel (balanced) observations: 160
PASIVO_LARGO_PLAZO=C(1)+C(5)*RIESGO_FINANCIERO+C(6)*TAMANO
+C(8)*TIPO_DE_CAMBIO

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2075.156	27058.08	0.076693	0.9390
C(5)	-0.885009	0.047374	-18.68138	0.0000
C(6)	0.899603	0.041976	21.43127	0.0000
C(8)	-13659.00	7695.092	-1.775028	0.0780

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.949494	Mean dependent var	88123.57
Adjusted R-squared	0.945371	S.D. dependent var	104588.4
S.E. of regression	24445.30	Akaike info criterion	23.12402
Sum squared resid	8.78E+10	Schwarz criterion	23.37388
Log likelihood	-1836.922	Hannan-Quinn criter.	23.22548
F-statistic	230.2951	Durbin-Watson stat	1.225584
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Extraído de EViews vs.9.

EMPRESA	Effect (CX)
PARAMONGA	-13411.78
LAREDO	-3626.583
SAN JACINTO	-5322.411
CARTAVIO	-28689.93
CASA GRANDE	-76054.91
CHUCARAPI PAMPA BLANCA	14638.04
CHIQUITOY	28186.03
SAN JUAN	14142.72
SINTUCO	35432.15
EL INGENIO	34706.67

Ecuación 1: Modelo de Datos en Panel a efectos fijos para los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

$$\text{PASIVO_LARGO_PLAZO} = 2075.15624814 - 0.885008720444 * \text{RIESGO_FINANCIERO} + 0.899602962944 * \text{TAMANO} - 13659.0045147 * \text{TIPO_DE_CAMBIO} + [\text{CX}=\text{F}]$$

VI. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES.

6.1 DISCUSIÓN:

En la figura 2 se muestra el comportamiento de los crecimientos de las empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima durante los años del 2003 al 2018; se puede observar que las ventas de la empresa Laredo, San Jacinto, Casa Grande y San Juan tienen un crecimiento lineal, siendo esta última la que mejor tendencia tiene; en cuanto las empresas Paramonga, Chucarapi Pampa Blanca, Chiquitoy, Sintuco, El Ingenio y Cartavio sus ventas tienen tendencia estacionaria. Las ventas fueron afectadas por los diferentes factores como son los cambios climáticos, políticas de gobierno y los desastres naturales como es el fenómeno del niño.

La misma tendencia de las variables que se utilizó, se encuentra en las investigaciones realizadas por Gutiérrez *et al* (2017), sin embargo, el rubro en el cual se realizó fue en el sector manufacturero; también se hallan la misma estructura en Cardona *et al* (2016) lo cual utilizó variables macroeconómicas y microeconómicas de empresas que cotizaron en bolsa. Bonilla (2016) en su modelo para pronosticar el costo de uso de capital en el sector industria empleó un modelo lineal, al igual que Cornejo (2016) que realiza un modelo panel para evaluar la estructura de capital en mercados emergentes.

En la figura 3 se muestra el comportamiento de la rentabilidad de las empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima durante los años del 2003 al 2018; se puede observar que las utilidades operativas de las empresas agrícolas tienen un comportamiento no lineal, este comportamiento se ve afectado por las políticas de venta establecidas por la empresa y sus gastos operativos.

El comportamiento del Riesgo financiero de las empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima durante el periodo 2003 al 2018 se muestra en la figura 4, en ella se puede observar que poseen una tendencia creciente en la mayoría de ellos, sin embargo, en las empresas San Jacinto, Casa Grande, Chucarapi Pampa Blanca y Chiquitoy tienen una variación más grande que las demás empresas entre sus activos y pasivos. Los resultados obtenidos concuerdan en gran parte con los encontrados por los antecedentes antes mencionados, sin embargo, en algunos de los estudios realizados la relación es inversa e incluso inestables.

La figura 5 muestra el tamaño de cada una de las empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, en ella se puede observar el comportamiento de los activos de las empresas en el periodo 2003 al 2018; las empresas Laredo, Cartavio y San Juan tienen una orientación lineal creciente, en cuanto a las otras empresas estas tienen muchas variaciones que se presentan como picos. Las políticas internas de las empresas han hecho que los activos de las empresas varíen demasiado, algunas de estas razones son por cambio de dueño y/o directorio, nuevas inversiones, política de ventas, entre otras de las cuales se encuentran detallados en sus memorias anuales.

Después de evaluar el comportamiento de las variables considerados en el modelo podemos apreciar que tienen una tendencia y para ello se tuvo que realizar la suavización mediante diferenciación para poder descartar algunos problemas de tendencia de las variables, esto es comparable con el estudio realizado por Alva y Anticona que para poder realizar la determinación de la estructura de capital de las

empresas industriales recurrió a al método de micropanel para poder obtener un mejor modelo.

La Tasa de Inflación del gobierno peruano en el periodo del 2003 al 2018 se encuentra en la figura 6; ahí se puede observar que la serie tiene una tendencia no estacionaria la cual nos facilita los cálculos puesto que al no tener tendencia ayudara en la predicción del modelo; la tasa de inflación del Perú en el periodo estudiado varía entre 0% a 7%, siendo la mayor tasa en el año 2008, esto se debió al impacto recibido por la crisis económica mundial y su menor tasa en el año siguiente, después de la cual oscila entre 1% y 4%.

La figura 7 muestra la serie de la Tasa libre de Riesgo del Perú durante los años 2003 al 2018; en ella podemos notar que hubo un descenso en acelerado durante el año 2003 hasta el 2007, a mediados del 2007 el riesgo se incrementó hasta aproximadamente 300 puntos para nuevamente descender y permanecer una tendencia casi lineal; esto hace que la economía peruana se sea estable y que los inversionistas incrementen su participación en el mercado peruano, producto de esto lo hemos notado en los diferentes centros comerciales y empresas que se han desarrollado en el transcurso de estos tiempos.

La figura 8 muestra la evolución del tipo de cambio de la moneda peruana con respecto al dólar americano, el valor del dólar fue cayendo estrepitosamente desde el año 2003 hasta mediados del 2012 donde fue su caída más baja llegando a situarse por debajo de S/. 2.70, a mediados de ese último año el precio del dólar empieza a recuperar su valor situándose en el 2018 en S/. 3.50 aproximadamente.

En la figura 9 vemos los pasivos a largo plazo de las empresas que cotizan en Bolsa de Valores de Lima durante el periodo 2003 hasta el 2018, los comportamientos de las series son por lo general no lineales por lo que se debería de linealizar dichos datos, cabe recalcar que la empresa de Laredo tiene una tendencia lineal y creciente.

El comportamiento de las variables macroeconómicas del presente estudio realizado es similar a las mostradas en la investigación de Alva y Anticona (2015) ya que ambas investigaciones se realizaron Perú, los demás estudios son tomados de los países de Colombia y Ecuador donde su economía es más dinámica por ello el comportamiento de sus variables son poco estables, para ello los autores realizan métodos de suavización antes de aplicar la estimación del modelo.

La tabla 2 muestra la prueba de igualdad de medias de los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima; esto se realizó mediante el análisis de varianza (ANOVA), el cual se obtuvo un valor F de 459.383 y una significancia menor al 0.05, esto nos quiere decir que los promedios de las diferentes empresas difieren entre sí. Los activos a largo plazo vienen dados por las inversiones en bolsa mediante bonos y acciones que las empresas buscan para apalancarse y buscar su financiamiento para incrementar su valor de la empresa.

La prueba de Bartlett para analizar la igualdad de varianzas en los diferentes pasivos de las empresas analizadas durante los años 2003 al 2018 se encuentra en la tabla 3; en ella se observa que las varianzas son diferentes entre ellas, del mismo modo se puede verificar que la variabilidad de estos pasivos agrupados en dos empresas también difiere entre ellos, el cual podemos observar en la prueba de Levene. Cada empresa tiene sus propias políticas internas sobre el manejo de sus estados financieros, a la misma vez también existen factores naturales que hacen que esto

influya en sus finanzas, otro de las razones es el comportamiento del mercado de valores como políticas de estado, económicas y financieras.

En el estudio realizado por Alva y Anticona se obtiene resultados similares a los encontrados en esta investigación respecto a la prueba de medias e igualdad de varianzas, cumpliendo los requisitos para modelo de datos en panel; también en los estudios realizados por Cornejo, Bonilla y Molina podemos encontrar coincidencias en las conclusiones llegadas por cada uno de los autores, esto se realizó para poder descartar alguna presencia de multicolinealidad.

Para determinar el costo de capital o pasivo a largo plazo se realizaron modelos previos (anexo 2 y anexo 3), usando el método de mínimos cuadrados, dando como resultado al que mejor ajuste tiene al modelo que se muestra en la tabla 4; como se sabe según la literatura éste método es utilizado en una regresión lineal múltiple univariante por lo que para el caso multivariado existen diferentes técnicas una de las cuales es el modelo de datos en panel. El modelo mostrado se observa que las variables Inflación, Rentabilidad, Tasa libre de Riesgo e inclusive el intercepto, ya que sus coeficientes asociados presentan un nivel significancia mayor al 5% el cual nos indica la no intervención en la variable dependiente (Pasivo a largo plazo).

El coeficiente de determinación (R^2) es de 93.9% lo que hace que el modelo esté bien ajustado, es decir que las variables consideradas en el modelo logran explicar el 93.9 % de los pasivos, esto también se puede verificar si observamos el valor F (334.4378) que es significativo y que nos vuelve a recalcar que las variables son influyentes; por otro lado la suma de los errores tiende a cero que nos indica un buen ajuste y que serán utilizados para analizar los supuestos básicos, donde uno de ellos es la autocorrelación y se viene medida por el estadístico de Durbin Watson, en nuestro modelo ese valor es de 1.091277 que indica una autocorrelación positiva entre los errores, esto es porque los datos son series históricas que están relacionadas con sus valores a priori.

La prueba de normalidad de los errores en el modelo inicial se encuentra representado en la figura 10, en ella se puede observar el histograma de los errores de tendencia a la distribución normal, sin embargo, se observa unos datos atípicos; también nos muestra las principales estadísticas como son la media, mediana, mínimo y máximo, desviación estándar, asimetría y curtosis. para probar si los errores siguen una distribución normal se utilizó el estadístico de Jarque Bera, donde se obtuvo un valor de 631.6065 que es mayor al valor de prueba y nos proporcionó una significancia de menor al 5%, por lo que se concluye que los errores no siguen una distribución normal con un nivel de confianza del 95%.

La tabla 5 nos muestra la prueba de heterocedasticidad de los de los errores para el modelo de los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizaron en la Bolsa de Valores de Lima durante los periodos 2003 al 2018, en ella se observa que el estadístico de Bartlett es igual a 1.115 con una significancia de 0.892, se rechaza la hipótesis de heterocedasticidad por no ser significativo, por lo tanto, es homocedástico, es decir que la varianza de los errores es constante.

Para la prueba de Multicolinealidad se empleó la matriz de correlaciones parciales entre las variables independientes y el pasivo a largo plazo que se encuentra en la tabla 6, todas las variables independientes no tienen relación significativa con el pasivo a largo plazo, sin embargo el coeficiente de correlación de Pearson es grande para cada asociación; la tasa libre de riesgo y el tipo de cambio tiene relación inversa con el pasivo a largo plazo, las variables Crecimiento, Inflación, Rentabilidad, Riesgo Financiero y Tamaño están relacionados directamente con el pasivo a largo plazo.

Los resultados de las pruebas de los supuestos básicos realizados al modelo fueron favorables, ya que cumplieron los requisitos necesarios para poder realizar un modelo de datos en panel, caso contrario a los que sucedió con la investigación realizada por Alva y Anticona (2015) en los cuales encontraron problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación a pesar que se empleó la misma metodología, sin embargo, los autores realizaron las medidas remediales y lograron solucionar los problemas hallados, así pudieron llegar a conclusiones similares a los demás antecedentes los cuales concuerdan con los resultados obtenidos en esta tesis.

La Tabla 7 muestra el modelo final del pasivo a largo plazo mediante método de datos en panel con efectos fijos, los efectos fijos fueron aplicados a sección (empresas); el modelo presenta un coeficiente de determinación de 94.95% el cual nos indica que el modelo tiene un buen ajuste, así mismo la razón F fue de 230.295 el cual es mayor al valor tabular, por lo tanto se acepta la hipótesis alterna puesto que la significancia es menor al 1%, es decir que las variables Riesgo financiero, Tamaño y Tipo de cambio influyen significativamente en los pasivos a largo plazo. El modelo final que determina los pasivos a largo plazo de las empresas agroindustriales que cotizaron en la Bolsa de Valores de Lima durante los años 2003 al 2018 está determinada por la ecuación:

$$\text{PASIVO_LARGO_PLAZO} = 2075.15624814 - 0.885008720444 * \text{RIESGO_FINANCIERO} + 0.899602962944 * \text{TAMANO} - 13659.0045147 * \text{TIPO_DE_CAMBIO} + [\text{CX}=\text{F}]$$

Donde [CX=F] es el efecto de los errores determinados por las secciones que en este caso son cada una de las empresas: -13411.78, -3626.583, -5322.411, -28689.93, -76054.91, 14638.04, 28186.03, 14142.72, 35432.15, 34706.67

6.2. CONCLUSIONES:

- El modelo que pronostica el costo de capital para las empresas del sector Agrícola que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima estuvo determinado por $\text{PASIVO_LARGO_PLAZO} = 2075.15624814 - 0.885008720444 * \text{RIESGO_FINANCIERO} + 0.899602962944 * \text{TAMANO} - 13659.0045147 * \text{TIPO_DE_CAMBIO} - 13411.78 * \text{D1} - 3626.583 * \text{D2} - 5322.411 * \text{D3} - 28689.93 * \text{D4} - 76054.91 * \text{D5} + 14638.04 * \text{D6} + 28186.03 * \text{D7} + 14142.72 * \text{D8} + 35432.15 * \text{D9} + 34706.67 * \text{D10}$
- Se realizó la prueba de Jarque Bera y se encontró que los errores del modelo son no normales; se determinó el estadístico de Durbin Watson, concluyendo que los errores están correlacionados positivamente; la prueba de Bartlett se utilizó para determinar la presencia de Heterocedasticidad, el cual se concluyó que la varianza de los errores es homocedástico; la multicolinealidad se determinó mediante la matriz de correlaciones parciales, lo que indicó la inexistencia de multicolinealidad entre variables independientes.
- El costo de oportunidad para el sector Agrícola de la economía peruana es de S/. 88123.58, esto se realizó mediante forecasting.

Referencias Bibliográficas.

- Aristibazal, A. *et all* (2016). COSTO DE CAPITAL PROMEDIO PONDERADO DE PYMES DEL SECTOR COMERCIO AL POR MAYOR DEL DEPARTAMENTO DE RISARALDA, CASO: TAMA S.A, FERREINOX LTDA Y METALES Y MADERAS S.A. Universidad Libre Seccional Pereira, Facultad De Ingeniería Financiera, Risaralda, Pereira, Colombia.
- Asencios, R. *et all* (2019). NOTAS DE ESTUDIOS DEL BCRP. Banco Central de Reserva del Perú, No. 14 – 20 de febrero de 2019, Lima, Perú.
- Asociación de Bancos del Perú. 2012. LA CONTRIBUCION DE LA BANCA A LA ECONOMIA DEL PAIS. Asbanc Semanal, número 38, páginas del 1-4.
- Barrera C. C. R. 2010. Redes neuronales para el tipo de cambio diario. Series de Documentos de Trabajo, número 1, páginas del 1 al 31.
- Beltrán, A. *et all* (2018). Rentabilidad del capital propio (Ke). Investigaciones Económicas Corficolombiana, Colombia.
- BCRP (2012). BANCO CENTRAL Prestamista de última instancia. Revista Moneda, número 151, Lima, Perú.
- Bonilla, Y. (2016). MODELO PARA ESTIMAR EL COSTO DE USO DE CAPITAL (WACC) PARA LAS EMPRESAS PYMES DEL SECTOR INDUSTRIA CAUCHO Y PLÁSTICO DE LA CIUDAD DE BOGOTÁ. Universidad Santo Tomás, Maestría en Ciencias Económicas, Bogotá D.C., Colombia.
- Cardona, D. (2017). VARIABLES MACROECONÓMICAS Y MICROECONÓMICAS QUE INFLUYEN EN LA ESTIMACIÓN DEL COSTO DE CAPITAL: UN ESTUDIO DE CASO. Universidad Militar Nueva Granada, Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión, vol. XXV, núm. 1, junio, 2017, pp. 105-116. Bogotá, Colombia.
- Cuba E., Jiménez E. y Zuloeta J. 2012. La Investigación Económica y Social en el Perú 2007-2011. Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES), paginas 1-27.
- Dávila, S. (2011). ¿Cómo se determina el costo de capital de las empresas sujetas a Regulación Tarifaria en el Perú?. Cír 157 culo de Derecho Administrativo, Lima, Perú.
- El peruano. <https://elperuano.pe/noticia-inei-sector-agropecuario-crecio-068-marzo-este-ano-95905.aspx>.
- Espinoza, E. y Vaca, P. (2015). Incidencias de los sectores financiero, fiscal y externo en la actividad económica colombiana: una aproximación VAR Bayesiana. Revista Desarrollo y Sociedad, número 75, primer semestre de 2015, pp. 11-49, Bogotá, Colombia.
- Fondo Monetario Internacional (FMI). 2012. PERSPECTIVAS DE LA ECONOMÍA MUNDIAL. División de Servicios Multimedia del FMI, paginas i-254.
- Gómez, L. *et all* (2016). WACC ajustado por riesgo de crédito en el sector retail: Evidencia para Grupo Éxito y Cencosud. Journal of Economics, Finance and Administrative Science. Universidad EAFIT, Medellín, Colombia.

- Gujarati, D. *et all* (2004). PARTE II: Violación de los Supuestos del Modelo Clásico. *Econometría*, cuarta edición, Editorial Mc-Graw Hill, páginas del 321 al 538, Atlampa, México.
- Gujarati, D. *et all* (2004). Capítulo 16: Modelos de Regresión con Datos en Panel. *Econometría*, cuarta edición, Editorial Mc-Graw Hill, páginas del 613 al 629, Atlampa, México.
- Hernández, R. *et all* (2010). *METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN*. Editorial McGraw-Hill, quinta edición, paginas 1 al 360, santa Fe, México.
- Hidalgo B. S. 2011. ESTRUCTURA TEMPORAL DE TASAS DE INTERÉS Y ACTIVIDAD ECONÓMICA EN VENEZUELA. UN ENFOQUE DE REDES NEURONALES. Colección Económica y Finanzas, Serie Documentos de Trabajo, número 124, paginas 1-23.
- Julio J. M., Mera S. J. y Héraut A. R. 2002. La curva Spot (Cero Cupón) Estimacion con splines cúbicos suavizados, usos y ejemplos. Departamento de Investigaciones, Subgerencia Monetaria y de Reservas del Banco de la República Colombiana, paginas 1-38.
- Kanal, L.N. 2001. Perceptrons, en *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*, N.J. Smelser, & P.B. Baltes, Eds., páginas 11218-11221, Elsevier Science Ltd. (2)
- Labarca, N. y Hernández, L. (2003). DETERMINANTES DE LA INVERSIÓN PRIVADA EN VENEZUELA: UN ANÁLISIS ECONOMÉTRICO PARA EL PERIODO 1950-2001. Universidad de Nariño, Revista de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Vol. IV. No.2, Diciembre de 2003, páginas 29-62.
- Mercado de Valores de Buenos Aires S. A. 1998. ANALISIS DE BONOS ASPECTOS METODOLOGICOS. Sumario Estadístico, número 987, segunda edición, paginas 7-127.
- Millan, J. (2014). Costo de Capital y Valor Económico Agregado en una Empresa Manufacturera. *INGENIARE*, Universidad Libre-Barranquilla, Año 9, No. 16, pp. 93-107.
- MINAGRO (2010). PERÚ: SECTOR AGRARIO RESULTADOS 2010. ANÁLISIS Y ESTADÍSTICAS DEL DESEMPEÑO AGROPECUARIO, Lima, Perú.
- Molina, L. (2016). Impacto del costo de uso del capital sobre la inversión corporativa: Ejercicio a través del Costo promedio ponderado de Capital (WACC) para Colombia. *Económicas CUC*, 37(2), 157-176. DOI: <http://dx.doi.org/10.17981/econcuc.37.2.2016.08>.
- Moscoso, J. *et all* (2012). EL EFECTO DE LOS IMPUESTOS SOBRE EL COSTO DE CAPITAL: ESTUDIO DEL CASO ALMACENES ÉXITO S.A. (2006 -2010). Universidad Militar Nueva Granada, Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión, vol. XX, núm. 2, diciembre, 2012, pp. 189-203. Bogotá, Colombia.
- Mountgrut, S. *et all* (2011). INTEGRACIÓN FINANCIERA Y COSTO DE CAPITAL PROPIO EN LATINOAMÉRICA. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, Vol. 6, No. 1, pp. 103-124, Distrito Federal, México.

- Novales, A. (2011). Cap. 6 Heteroscedasticidad. Econometría, segunda edición, Editorial McGraw-Hill, paginas 193 al 210, España.
- Novales, A. (2011). Cap. 7 Autocorrelación. Econometría, segunda edición, Editorial McGraw-Hill, paginas 224 al 244, España.
- Novales, A. (2011). Cap. 15 Datos de Panel. Econometría, segunda edición, Editorial McGraw-Hill, paginas 504 al 523, España.
- Pereda J. 2009. Estimación de la Curva de Rendimiento Cupón Cero para el Perú. Revista Estudios Económicos. Volumen 4, número 17, de la página 112 a la 145. (1)
- Place J. 2005. ENSAYOS Análisis básico de bonos. CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS, primera edición, paginas 1-61.
- Rivera, J. (2007). Estructura financiera y factores determinantes de la estructura de capital de las pymes del sector de confecciones del Valle del Cauca en el período 2000-2004. Universidad del Valle, Cali, Colombia.
- Rodríguez A. A. y Villavicencio V. J. A. 2005. LA CURVA DE RENDIMIENTO EN NUEVOS SOLES EN PERÚ. Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Volumen 239, de la pagina 1 a la 32. (3)
- Rosadi D., Nugraha, Y. A. y Dewi R. K. 2011. Forecasting the Indonesian Government Securities Yield Curve using Neural Networks and Vector Autoregressive Model. 58th World Statistics Congress, Dublin 2011 (ISI), paginas 1-6.
- Santana J. C.. 2008. LA CURVA DE RENDIMIENTO: UNA REVISIÓN METODOLÓGICA Y NUEVAS APROXIMACIONES DE ESTIMACIÓN. Cuaderno de Economía. Volumen 27, número 48, páginas del 1 al 43.
- Santillan, R. *et all* (2016). ANÁLISIS ECONOMÉTRICO DEL RIESGO Y RENDIMIENTO DE LAS SIEFORES. Revista Mexicana de Economía y Finanzas, Vol. 11, No. 1, pp. 29-54. Nuevo León, México.
- Sierra, G. (2015). Análisis de contagio en el sistema financiero mexicano combinando el modelo de Merton y redes aleatorias. Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración.
- Trujillo C. G. H. 2010. La Metodología del Vector Autorregresivo: Presentación y Algunas Aplicaciones. Revista Scientia. Volumen 2, número 2, de la página 103 a la 108.
- Vela, F. (2010). Normalidad de los errores. Universidad Autónoma Metropolitana, México, D. F.

Anexos.

Anexo 1: Seriede datos empleados para el diagnóstico del modelo para estimar el costo de capital de las empresas agrarias que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 – 2018.

PASIVO_LAR	RENTABILIDA	RIESGO_FINA	TASA_LIBRE_	TIPO_DE_CAM			
GO_PLAZO	D	NCIERO	DE_RIESGO	BIO			
CRECIMIENTO	INFLACION	TAMANO					
162483	141358	2.483757	18176	168461	477824	427.3730	3.478447
245765	166734	3.481080	41082	234503	508163	363.2227	3.413034
236105	211770	1.494288	48807	220641	488658	237.6718	3.295833
201082	185683	1.137458	53876	272566	505509	185.8929	3.273839
99831	157461	3.927679	25749	366656	514722	137.8280	3.128422
109396	129914	6.650208	1747	338036	496849	272.8640	2.924850
93015	187104	0.245318	48415	377385	526104	290.6482	3.011502
71792	259833	2.076444	80043	423891	569560	171.6133	2.825111
174928	265760	4.738421	112003	615523	856719	191.2731	2.754100
156762	258240	2.649369	9702	614492	853969	157.0115	2.637583
221919	218260	2.859681	6865	612327	873253	158.4859	2.701901
195665	206958	3.224061	3359	604463	857673	162.1529	2.838392
198583	243310	4.397929	39564	533864	812453	200.8200	3.184440
195738	258880	3.234882	35415	548666	850762	199.2080	3.375062
157497	251074	1.364856	45339	532342	793089	144.9600	3.260488
128922	225979	2.192523	19606	491800	754167	147.4659	3.286603
82351	126956	2.483757	35274	197200	315435	427.3730	3.478447
78192	143234	3.481080	46134	213917	326648	363.2227	3.413034
70312	146091	1.494288	48063	243141	346649	237.6718	3.295833
37671	147333	1.137458	52956	194763	264392	185.8929	3.273839
55910	177558	3.927679	65570	275639	377156	137.8280	3.128422
79435	153436	6.650208	34229	306957	427566	272.8640	2.924850
106611	171730	0.245318	35087	307935	461299	290.6482	3.011502
89175	211331	2.076444	43213	321408	464829	171.6133	2.825111
186987	268244	4.738421	67943	507697	749608	191.2731	2.754100
145340	294675	2.649369	67524	544361	761559	157.0115	2.637583
138149	257912	2.859681	53749	544614	761675	158.4859	2.701901
141355	283089	3.224061	56407	558280	781900	162.1529	2.838392
170976	254191	4.397929	21828	511217	780339	200.8200	3.184440
196098	330817	3.234882	60606	541820	805816	199.2080	3.375062
189990	295669	1.364856	27888	529532	793678	144.9600	3.260488
228299	264263	2.192523	13984	512648	787391	147.4659	3.286603
44727	80984	2.483757	1279	232335	341106	427.3730	3.478447
70569	102940	3.481080	21167	239527	361559	363.2227	3.413034
54456	72911	1.494288	26826	250221	363761	237.6718	3.295833
80302	95613	1.137458	20343	258382	369797	185.8929	3.273839
90472	81154	3.927679	16590	348600	485151	137.8280	3.128422
96075	64703	6.650208	5320	331990	501726	272.8640	2.924850
117636	71746	0.245318	-10790	163025	361807	290.6482	3.011502
133686	122687	2.076444	47018	194384	385327	171.6133	2.825111
132119	164855	4.738421	126686	300169	490882	191.2731	2.754100
147995	139402	2.649369	15365	303768	482942	157.0115	2.637583
163991	140960	2.859681	19689	300407	519045	158.4859	2.701901
167769	141824	3.224061	20105	302862	537660	162.1529	2.838392
163332	179149	4.397929	36788	304489	526984	200.8200	3.184440
126474	232808	3.234882	63830	349114	528180	199.2080	3.375062
103566	189459	1.364856	5801	346402	518045	144.9600	3.260488
84238	148103	2.192523	15082	351869	512734	147.4659	3.286603
72533	167698	2.483757	2340	228037	346973	427.3730	3.478447
56424	145967	3.481080	22543	246015	360442	363.2227	3.413034
42200	148533	1.494288	48070	275256	379935	237.6718	3.295833
35736	182275	1.137458	53468	308728	405539	185.8929	3.273839
46858	186425	3.927679	61190	321130	425726	137.8280	3.128422

50506	188096	6.650208	36430	329801	455464	272.8640	2.924850
150692	256747	0.245318	78855	368195	590813	290.6482	3.011502
105395	358399	2.076444	100720	394090	609747	171.6133	2.825111
102551	401718	4.738421	138226	445775	673490	191.2731	2.754100
172211	360454	2.649369	44536	401106	655362	157.0115	2.637583
180248	242763	2.859681	39050	407018	674688	158.4859	2.701901
178170	298179	3.224061	38051	430064	677443	162.1529	2.838392
95162	300096	4.397929	64367	490108	676520	200.8200	3.184440
84688	377322	3.234882	86085	537840	720508	199.2080	3.375062
111190	271289	1.364856	9959	530311	729051	144.9600	3.260488
91868	259742	2.192523	17261	543715	749603	147.4659	3.286603
159346	133776	2.483757	-6621	911510	1282979	427.3730	3.478447
159442	97414	3.481080	-2635	913237	1248535	363.2227	3.413034
158169	136469	1.494288	38040	932419	1271172	237.6718	3.295833
53035	182144	1.137458	84279	741336	1083859	185.8929	3.273839
428998	213770	3.927679	64302	620038	1164509	137.8280	3.128422
442335	247676	6.650208	69843	673337	1252938	272.8640	2.924850
428352	331509	0.245318	130691	771595	1339717	290.6482	3.011502
358263	478252	2.076444	284025	993153	1540738	171.6133	2.825111
354677	583390	4.738421	367761	1217121	1716515	191.2731	2.754100
438829	511162	2.649369	113598	1211912	1740297	157.0115	2.637583
445644	453853	2.859681	49604	1207904	1782966	158.4859	2.701901
430521	468352	3.224061	65286	1254151	1764128	162.1529	2.838392
267963	535377	4.397929	107405	1328109	1700439	200.8200	3.184440
242225	556269	3.234882	155006	1397637	1747627	199.2080	3.375062
265641	383729	1.364856	-7547	1320806	1694057	144.9600	3.260488
265937	425323	2.192523	-759	1321357	1724178	147.4659	3.286603
7235	9686	2.483757	-1012	41702	69249	427.3730	3.478447
7754	7780	3.481080	-2667	38917	67070	363.2227	3.413034
6221	5543	1.494288	-1920	39836	67098	237.6718	3.295833
4770	5794	1.137458	477	41002	65179	185.8929	3.273839
3776	7170	3.927679	882	41788	63207	137.8280	3.128422
3181	5878	6.650208	759	40541	68479	272.8640	2.924850
2293	5176	0.245318	-1198	38363	67452	290.6482	3.011502
1395	4703	2.076444	-1612	36175	74171	171.6133	2.825111
5526	4009	4.738421	1861	68449	102250	191.2731	2.754100
8808	12180	2.649369	-340	71992	107577	157.0115	2.637583
1257	14546	2.859681	-2119	64351	91971	158.4859	2.701901
1153	14045	3.224061	-6201	58859	86730	162.1529	2.838392
1554	7886	4.397929	-5921	70393	102197	200.8200	3.184440
3429	8325	3.234882	-5021	64869	102755	199.2080	3.375062
322	7906	1.364856	-3232	62474	103369	144.9600	3.260488
198	8226	2.192523	-4980	57509	102972	147.4659	3.286603
18902	30830	2.483757	1598	69340	127911	427.3730	3.478447
5457	14427	3.481080	-3948	68357	125184	363.2227	3.413034
77349	4330	1.494288	-5017	44358	124199	237.6718	3.295833
76265	14112	1.137458	8347	8810	89440	185.8929	3.273839
71506	19506	3.927679	10822	22189	98906	137.8280	3.128422
74922	16886	6.650208	8811	21953	106799	272.8640	2.924850
68316	25035	0.245318	7775	22073	103933	290.6482	3.011502
58287	31069	2.076444	2191	23061	97685	171.6133	2.825111
41278	40299	4.738421	28747	47630	95718	191.2731	2.754100
23616	41212	2.649369	6338	53535	86345	157.0115	2.637583
25571	25869	2.859681	6472	55630	91083	158.4859	2.701901
26749	24790	3.224061	-2022	51954	88382	162.1529	2.838392
28609	34864	4.397929	8334	54748	90717	200.8200	3.184440
17266	42032	3.234882	21407	73395	110649	199.2080	3.375062
6201	36538	1.364856	8016	81283	118809	144.9600	3.260488
3551	23572	2.192523	1994	83637	118661	147.4659	3.286603
354	15597	2.483757	3528	52598	55520	427.3730	3.478447
494	15331	3.481080	6160	55755	58810	363.2227	3.413034

474	14462	1.494288	4931	58807	60743	237.6718	3.295833
319	23491	1.137458	6387	63026	71964	185.8929	3.273839
7280	29605	3.927679	7688	67396	95336	137.8280	3.128422
13867	25668	6.650208	4279	67091	103499	272.8640	2.924850
12737	39062	0.245318	3267	69901	106593	290.6482	3.011502
26709	38151	2.076444	5398	72794	110007	171.6133	2.825111
23667	49040	4.738421	8528	78517	115630	191.2731	2.754100
17520	56591	2.649369	13213	87141	131298	157.0115	2.637583
13523	47144	2.859681	11376	91147	155948	158.4859	2.701901
30077	61712	3.224061	7590	94938	162540	162.1529	2.838392
37690	59594	4.397929	2570	81095	182071	200.8200	3.184440
38427	71671	3.234882	-1857	75698	161907	199.2080	3.375062
32807	66312	1.364856	6689	80208	173410	144.9600	3.260488
22690	76562	2.192523	1798	77694	180674	147.4659	3.286603
5514	14359	2.483757	-931	32531	48632	427.3730	3.478447
4155	15373	3.481080	2114	18489	36231	363.2227	3.413034
1222	9365	1.494288	2884	29196	45556	237.6718	3.295833
864	12294	1.137458	6276	33755	39197	185.8929	3.273839
4203	9865	3.927679	6458	36175	45442	137.8280	3.128422
4535	8027	6.650208	3814	39013	47397	272.8640	2.924850
4142	9727	0.245318	512	39367	48799	290.6482	3.011502
3940	13972	2.076444	5244	41306	49310	171.6133	2.825111
12574	15464	4.738421	8350	63960	80624	191.2731	2.754100
12895	15406	2.649369	9093	66230	80951	157.0115	2.637583
12573	11628	2.859681	-55	63181	82253	158.4859	2.701901
11095	7690	3.224061	1089	65570	77881	162.1529	2.838392
11099	13031	4.397929	3973	68972	81916	200.8200	3.184440
12631	12650	3.234882	5574	71636	86734	199.2080	3.375062
12136	10612	1.364856	-1440	69253	82876	144.9600	3.260488
12090	9726	2.192523	1333	70995	85198	147.4659	3.286603
4178	11907	2.483757	-395	40507	54525	427.3730	3.478447
5536	10764	3.481080	853	40302	58782	363.2227	3.413034
4426	11575	1.494288	120	39457	59054	237.6718	3.295833
3958	9178	1.137458	1531	40280	53549	185.8929	3.273839
11271	7008	3.927679	-236	40055	54395	137.8280	3.128422
3199	5959	6.650208	-1550	38857	44465	272.8640	2.924850
2927	7657	0.245318	1507	40218	45241	290.6482	3.011502
2535	9929	2.076444	2329	41949	47463	171.6133	2.825111
7120	10450	4.738421	7165	48455	58586	191.2731	2.754100
11600	11145	2.649369	5038	49607	64578	157.0115	2.637583
10990	6412	2.859681	-4358	44772	61755	158.4859	2.701901
10941	6763	3.224061	-352	45089	58697	162.1529	2.838392
9236	8055	4.397929	1547	46129	64697	200.8200	3.184440
9379	8794	3.234882	2903	49513	63075	199.2080	3.375062
8031	9028	1.364856	2248	50996	63864	144.9600	3.260488
7875	7620	2.192523	-1594	49450	63011	147.4659	3.286603

Anexo 2: Primer modelo de los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

Dependent Variable: PASIVO_LARGO_PLAZO

Method: Panel Least Squares

Date: 10/05/19 Time: 14:31

Sample: 2003 2018

Periods included: 16

Cross-sections included: 10

Total panel (balanced) observations: 160

PASIVO_LARGO_PLAZO=C(1)+C(2)*CRECIMIENTO+C(3)*INFLACION
+C(4)*RENTABILIDAD+C(5)*RIESGO_FINANCIERO+C(6)*TAMANO
+C(7)*TASA_LIBRE_DE_RIESGO+C(8)*TIPO_DE_CAMBIO

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	49696.40	28322.45	1.754665	0.0813
C(2)	0.091627	0.042864	2.137615	0.0341
C(3)	1150.730	1430.921	0.804188	0.4225
C(4)	-0.118263	0.068731	-1.720662	0.0873
C(5)	-0.837345	0.047237	-17.72653	0.0000
C(6)	0.780895	0.034886	22.38425	0.0000
C(7)	-8.638137	30.43180	-0.283852	0.7769
C(8)	-20489.91	9476.705	-2.162134	0.0322
R-squared	0.939031	Mean dependent var		88123.57
Adjusted R-squared	0.936223	S.D. dependent var		104588.4
S.E. of regression	26412.86	Akaike info criterion		23.24980
Sum squared resid	1.06E+11	Schwarz criterion		23.40356
Log likelihood	-1851.984	Hannan-Quinn criter.		23.31223
F-statistic	334.4378	Durbin-Watson stat		1.091277
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo 3: Segundo modelo de los pasivos a largo plazo en las empresas agroindustriales que cotizan en Bolsa de Valores de Lima, periodo 2003 al 2018.

Dependent Variable: PASIVO_LARGO_PLAZO

Method: Panel Least Squares

Date: 10/20/19 Time: 12:00

Sample: 2003 2018

Periods included: 16

Cross-sections included: 10

Total panel (balanced) observations: 160

PASIVO_LARGO_PLAZO=C(1)+C(3)*RIESGO_FINANCIERO+C(4)*TAMANO
+C(5)*TIPO_DE_CAMBIO

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	61298.40	24957.39	2.456123	0.0151
C(3)	-0.820297	0.046328	-17.70613	0.0000
C(4)	0.786598	0.033072	23.78424	0.0000
C(5)	-23373.01	7962.287	-2.935464	0.0038
R-squared	0.936715	Mean dependent var		88123.57
Adjusted R-squared	0.935498	S.D. dependent var		104588.4
S.E. of regression	26562.48	Akaike info criterion		23.23707
Sum squared resid	1.10E+11	Schwarz criterion		23.31395
Log likelihood	-1854.966	Hannan-Quinn criter.		23.26829
F-statistic	769.6860	Durbin-Watson stat		1.073021
Prob(F-statistic)	0.000000			

