







**Análisis y correlación de la concentración de la propiedad accionaria,
con liquidez, volatilidad y valoración de acciones, por sector
económico, en la Bolsa de Valores de Lima en el periodo 2010-2023**

**Trabajo de investigación presentada en satisfacción parcial de los
requerimientos para obtener el grado de Maestro en Finanzas**

Ingrid Díaz Gálvez 
Oscar Alonso Diaz Perez 
Maria Paula Prado Fernandez 
Fernando Jose Travi Magener 

Programa de la Maestría en Finanzas

Lima, 06 de setiembre de 2024

INFORME DE ORIGINALIDAD



FUENTES PRIMARIAS

1	Submitted to Universidad ESAN -- Escuela de Administración de Negocios para Graduados Trabajo del estudiante	5%
----------	--	-----------

Excluir citas	Activo	Excluir coincidencias	< 2%
Excluir bibliografía	Activo		



.....
César Fuentes Cruz, Ph. D.
(Asesor)

Este trabajo de investigación

Análisis y correlación de la concentración de la propiedad accionaria, con liquidez, volatilidad y valoración de acciones, por sector económico, en la Bolsa de Valores de Lima en el periodo 2010-2023

Ha sido aprobada.



.....
Alfredo Mendiola Cabrera, Ph. D.
(Jurado)



.....
Luis Chavez Bedoya Mercado, Ph.
D. (Jurado)



.....
César Fuentes Cruz, Ph. D.
(Asesor)

Universidad Esan

2024

DEDICATORIAS

A mis padres, Walter y Rosa, fuente inagotable de amor y fortaleza, por ser los pilares incansables que han sostenido mis sueños, por siempre creer en mí, y por inculcarme valores que han sido la brújula que me ha dirigido en esta travesía. A mis hermanos, Evelyn y Gustavo, compañeros de batallas y confidentes, ustedes han sido mi soporte, mi inspiración y motivación, gracias por ser fuente constante de alegría en mi vida y a mi querido Draco, mi confidente peludo, por su compañía, su cariño sincero y su lealtad inquebrantable. Aunque ya no estés físicamente conmigo, tu recuerdo sigue vivo en mi corazón. Esta tesis es fruto de su amor y mi esfuerzo. Con infinita gratitud.

Ingrid Díaz Gálvez

En primer lugar, quiero expresar mi más profunda gratitud a mi madre, María. Mamá, tu fortaleza, dedicación y amor incondicional han sido una fuente inagotable de inspiración para mí. Has sido mi guía y mi mayor apoyo, y sin tu constante aliento, este logro no habría sido posible. A mi hermano Patrick, quien ha estado a mi lado en cada paso de este viaje, gracias por ser mi compañero incondicional. Finalmente, a mis abuelos, Atencio y María, quienes, aunque ya no están físicamente con nosotros, siguen viviendo en mi corazón y en cada uno de los valores que me inculcaron. Abuelos, sus enseñanzas de tenacidad, compromiso y amor han sido fundamentales en mi vida. Llevo con orgullo todo lo que me han transmitido, y este logro es, en gran parte, un tributo a su legado. Con todo mi cariño.

Oscar Alonso Diaz Perez

A mis padres, que me han mostrado el camino con su trabajo duro, su devoción y su brújula moral. Han estado a mi lado en las buenas y en las malas, creyendo en mis capacidades y siendo pacientes cuando las cosas se ponían difíciles. Por todo ello, les estoy eternamente agradecido. Todo lo que he conseguido hasta ahora es el resultado directo de lo que me enseñaron y del ejemplo que me dieron. Han estado a mi lado en las buenas y en las malas, animándome y dándome la fuerza que necesitaba para superar cualquier obstáculo. He aprendido el valor de la devoción y la tenacidad gracias a su esfuerzo inquebrantable.

Fernando Jose Travi Magener

Agradezco a mi esposo por ser mi compañero de vida, mi soporte y calma, por siempre darme ánimos, engreírme y ser mi incondicional para toda la vida, aprendo de ti todos los días. A mis padres por enseñarme a tener liderazgo, fortaleza, constancia y llenarme de tanto amor todos los días, por sus consejos y dar la cara por mí en mis peores momentos. Un especial agradecimiento a mi hermana, mi mejor amiga, mi porrista, mi confidente y mi segunda mamá, has vivido todas las etapas de mi vida conmigo, creyendo en mí, apoyándome y confiando en cada paso que doy, sin ti mi vida no sería igual. Finalmente, a mis abuelos por su ternura, dulzura, comprensión y por rezar todos los días por mí. Los amo con todo mi ser,

María Paula Prado

AGRADECIMIENTOS

A nuestros profesores de ESAN, les expresamos profundo agradecimiento porque han contribuido a nuestra formación académica durante nuestro paso por la universidad. Sus valiosas enseñanzas, su dedicación y su pasión por el conocimiento han sido pilares fundamentales en nuestro desarrollo intelectual y profesional.

A nuestro asesor, el Ph. D. César Fuentes, nuestro más sincero agradecimiento por su invaluable guía, apoyo, y aliento durante el proceso de elaboración de esta tesis, su visión crítica, su amplia experiencia y conocimiento han sido fundamentales para la culminación exitosa de este trabajo.

ÍNDICE GENERAL

DEDICATORIAS	III
AGRADECIMIENTOS	IV
ÍNDICE GENERAL	V
ÍNDICE DE FIGURAS	IX
ÍNDICE DE TABLAS	X
RESUMEN EJECUTIVO	XIX
CAPÍTULO I: INTRODUCCIÓN	1
1.1. ANTECEDENTES	1
1.2. OBJETIVOS	4
1.2.1. Objetivo general	4
1.2.2. Objetivos específicos	4
1.3. ALCANCE	5
1.4. LIMITACIONES	5
1.5. CONTRIBUCIÓN	8
CAPÍTULO II: MARCO CONCEPTUAL Y CONTEXTUAL	10
2.1. Concentración de propiedad	10
2.1.1. Impactos positivos de la concentración de propiedad:	11
2.1.2. Impactos negativos de la concentración de propiedad:	12
2.2. Valoración	13
2.3. Volatilidad	15
2.4. Liquidez	16
CAPÍTULO III: REVISIÓN DE LA LITERATURA	18
3.1. Concentración de propiedad	19
3.2. Valoración	21

3.3.	Volatilidad	23
3.4.	Liquidez	24
3.5.	Relación entre valoración, volatilidad y liquidez	25
CAPÍTULO IV: VARIABLES E HIPOTESIS DE LA INVESTIGACIÓN		27
4.1.	Variables	27
4.1.1.	Independientes	27
4.1.2.	Dependientes	28
4.2.	Planteamiento de la hipótesis 1	33
4.3.	Planteamiento de la hipótesis 2	34
4.4.	Planteamiento de la hipótesis 3	36
CAPÍTULO V: ESTADISTICA DESCRIPTIVA		38
5.1.	Concentración de propiedad	38
5.2.	Liquidez en bolsa	41
5.3.	Volatilidad	42
5.4.	Valoración:	43
CAPÍTULO VI: MARCO METODOLÓGICO		47
6.1.	Enfoque de investigación	47
6.2.	Tipo de investigación	47
6.3.	Diseño de investigación	47
6.4.	Población	48
6.5.	Muestra	48
6.6.	Instrumentos de recolección	50
6.7.	Métodos o técnicas de análisis de información	51
6.7.1.	Datos de panel	51
6.7.2.	Efectos fijos y efectos aleatorios	51

6.7.3.	Modelo de Efectos Fijos	52
6.7.4.	Modelo de Efectos Aleatorios	53
6.7.5.	Prueba de Hausman	54
6.7.6.	Prueba de Autocorrelación de Wooldridge	55
6.7.7.	Prueba de Heterocedasticidad de Wald	56
6.8.	Estructura del modelo	57
6.9.	Validación del modelo	58
6.9.1.	Prueba de Hausman	58
6.9.2.	Total de la muestra	58
CAPÍTULO VII: VALIDACIÓN Y DISCUSIÓN DE HIPOTESIS		67
7.1.	Hipótesis 1	67
7.2.	Hipótesis 2	69
7.3.	Hipótesis 3	70
CAPÍTULO VIII: CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES		73
8.1.	Conclusiones	73
8.2.	Recomendaciones	75
ANEXOS		77
Anexo 1.	Modelo de liquidez de la Bolsa de Valores de Lima (Toda la muestra)	78
Anexo 2.	Modelo de volatilidad de la Bolsa de Valores de Lima (Toda la muestra)	83
Anexo 3.	Modelo de valoración de la Bolsa de Valores de Lima (Toda la muestra)	87
Anexo 4.	Modelo de liquidez de la Bolsa de Valores de Lima (Sector minero)	92
Anexo 5.	Modelo de volatilidad de la Bolsa de Valores de Lima (Sector minero)	97

Anexo 6. Modelo de valoración de la Bolsa de Valores de Lima (Sector minero)	102
Anexo 7. Modelo de liquidez de la Bolsa de Valores de Lima (Finanzas y Seguros)	107
Anexo 8. Modelo de volatilidad de la Bolsa de Valores de Lima (Finanzas y Seguros)	112
Anexo 9. Modelo de valoración de la Bolsa de Valores de Lima (Finanzas y Seguros)	117
Anexo 10. Modelo de liquidez de la Bolsa de Valores de Lima (Agricultura)	122
Anexo 11. Modelo de volatilidad de la Bolsa de Valores de Lima (Agricultura)	127
Anexo 12. Modelo de valoración de la Bolsa de Valores de Lima (Agricultura)	132
Anexo 13. Modelo de liquidez de la Bolsa de Valores de Lima (Energía eléctrica)	137
Anexo 14. Modelo de volatilidad de la Bolsa de Valores de Lima (Energía eléctrica)	142
Anexo 15. Modelo de valoración de la Bolsa de Valores de Lima (Energía eléctrica)	147
BIBLIOGRAFÍA	152

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 5.1 Porcentaje de propiedad del accionista principal	39
Figura 5.2 Porcentaje de propiedad de los tres accionistas principales	40
Figura 5.3 Porcentaje de propiedad de los cinco accionistas principales	41
Figura 5.4 Liquidez desde 2010 hasta 2023.....	42
Figura 5.5 Volatilidad del mercado	43
Figura 5.6 Capitalización Bursátil	44
Figura 5.7 Beneficio neto.....	45
Figura 5.8 Indicador PER	46
Figura 6.9 Distribución por sector de las compañías con presencia mayor del 15%..	49
Figura 6.10 Muestra seleccionada por sector económico	50

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 4.1	Variable independiente y variables dependientes.....	27
Tabla 6.2	Cuadro resumen de la prueba de Hausman para toda la muestra.....	59
Tabla 6.3	Cuadro resumen de la prueba de Hausman para el sector Minería.....	59
Tabla 6.4	Cuadro resumen de la prueba de Hausman para el sector Finanzas y Seguros	60
Tabla 6.5	Cuadro resumen de la prueba de Hausman para el sector Agricultura	60
Tabla 6.6	Cuadro resumen de la prueba de Hausman para el sector Energía Eléctrica	60
Tabla 6.7	Cuadro resumen de la prueba de Wooldridge para el total de la muestra ...	61
Tabla 6.8	Cuadro resumen de la prueba de Wooldridge para el total del sector Minería	61
Tabla 6.9	Cuadro resumen de la prueba de Wooldridge para el total del sector Finanzas y Seguros	62
Tabla 6.10	Cuadro resumen de la prueba de Wooldridge para el total del sector Agricultura.....	62
Tabla 6.11	Cuadro resumen de la prueba de Wooldridge para el total del sector Energía Eléctrica.....	62
Tabla 6.12	Cuadro resumen de la prueba de Wald para el total de la muestra.....	63
Tabla 6.13	Cuadro resumen de la prueba de Wald para el sector Minería.....	63
Tabla 6.14	Cuadro resumen de la prueba de Wald para el sector Finanzas y Seguros	63
Tabla 6.15	Cuadro resumen de la prueba de Wald para el sector Agricultura	63
Tabla 6.16	Cuadro resumen de la prueba de Wald para el sector Energía Eléctrica	64
Tabla 6.17	Cuadro resumen pruebas realizadas	65
Tabla 6.18	Modelo econométrico Robusto para el total de la muestra	66
Tabla 6.19	Modelo econométrico Robusto para el sector Minería	66

Tabla 6.20 Modelo econométrico Robusto para el sector Finanzas y Seguros.....	66
Tabla 6.21 Modelo econométrico Robusto para el sector Agricultura.....	66
Tabla 6.22 Modelo econométrico Robusto para el sector Energía Eléctrica	66
Tabla 7.23 Resultado de la variable liquidez frente a la concentración de propiedad por sector económico	67
Tabla 7.24 Resultado de la variable volatilidad frente a la concentración de propiedad por sector económico.....	69
Tabla 7.25 Resultado de la variable valoración frente a la concentración de propiedad por sector económico.....	71

Ingrid Díaz Gálvez

Contadora especialista en Tributación por la Universidad del Pacífico (UP) con más de 8 años de experiencia en sector de construcción. Especialista en Asesoría y Gestión Tributaria, conocimientos en Legislación tributaria, beneficios tributarios y auditorías fiscales.

FORMACIÓN ACADÉMICA

2022 - 2024 Graduate School of Business – ESAN - Magíster en Finanzas Corporativas.

2022 - 2024 Universidad Pompeu Fabra – España - Máster en Gerencia Bancaria y Financiera

2019 Pacífico Business School – UP - Especialización en Gestión de Tesorería

2011-2016 Universidad Ricardo Palma - Carrera de Contabilidad y finanzas

EXPERIENCIA

Febrero 2021 - Actualidad	Inversiones mercantiles D & G S.A.C. Jefa de contabilidad <ul style="list-style-type: none">• Supervisar y controlar todos los procesos contables de la empresa, asegurando la precisión y cumplimiento de las normas contables vigentes.• Coordinar la elaboración y análisis de los estados financieros mensuales y anuales.• Garantizar la correcta clasificación y registro de todas las transacciones contables.• Desarrollar y gestionar los presupuestos contables de la empresa, estableciendo metas y realizando seguimiento periódico.• Coordinar la elaboración de informes financieros para la gerencia y los accionistas.• Asesoría tributaria optimizando la carga fiscal de la empresa y maximizando sus beneficios tributarios.• Analizar los Estados Financieros para identificar tendencias, evaluar la situación financiera de la empresa y tomar decisiones estratégicas.• Calcular y declarar los impuestos de la empresa en los plazos establecidos por la autoridad fiscal.• También asesorar a la empresa sobre sus obligaciones fiscales y las mejores prácticas para el cumplimiento fiscal.• Implementar y mantener un sistema de control interno contable, asegurando la integridad y fiabilidad de la información financiera.• Liderar y desarrollar al equipo de contabilidad, estableciendo objetivos claros y brindando la capacitación necesaria.• Delegar tareas y responsabilidades, fomentando un ambiente de trabajo colaborativo y eficiente.• Colaborar con otras áreas de la empresa (finanzas, operaciones, etc.) para proporcionar información contable precisa y oportuna.• Participar en proyectos especiales y análisis financieros que requieran conocimientos contables.
Setiembre 2016 - febrero 2021	Inversiones latinas MPC S.A.C. Analista contable <ul style="list-style-type: none">• Manejo integral del ciclo contable, desde el registro de transacciones hasta la elaboración de estados financieros.• Liquidación y presentación de impuestos (PDT 621, 601, DAOT, ITAN, Renta, etc.)

	<ul style="list-style-type: none"> • cumplimiento de obligaciones tributarias y atención de fiscalizaciones. • Procesamiento de nóminas, cálculo y pago de beneficios sociales, gestión de AFP y T-Registro. • Conciliación de cuentas bancarias y análisis de diferencias. • Dominio avanzado del sistema contable CONTASIS, SISCONT, NAF, CONCAR, STARTSOFT, UNIFLEX y otros sistemas ERP. • Elaboración de estados financieros, análisis de ratios y generación de reportes financieros. • Gestión de pagos a proveedores y contratistas. • Monitoreo de valorizaciones. • Análisis de prorrata • Revisión y análisis de contratos de compraventa. • Gestión de pagos y cobros a través de plataformas bancarias (BCP-TELECRÉDITO Y BBVA), solicitud de fondos y manejo de caja chica. • Conocimiento actualizado de la legislación laboral y tributaria peruana. • Utilización de herramientas de análisis de datos (Excel, pivot tables) para identificar tendencias y tomar decisiones informadas. • Atención de consultas y requerimientos de clientes internos y externos.
--	---

CURSOS ADICIONALES

- 2011, 2012 y 2013 Ciencias Económicas y Económicos - Universidad Ricardo Palma
“Retos del Perú frente al Nuevo Escenario Mundial”, “Técnicas de Inform. Contable y Sistema de Inform. Gerencial” y “La Universidad y la Empresa en el Mundo Actual: Retos y Oportunidades”
- 2014 y 2015 Ciencias Económicas y Económicos - Universidad Ricardo Palma
“Inscripción al Ruc-Regímenes Tributarios SUNAT”, “Rentas de 4ta. Y 5ta. Categoría” y “Principales Infracciones Tributarias SUNAT”
- Agosto 2019 Responsabilidad Social Económico y Emprendurismo Social - Universidad Ricardo Palma
“Estrategias Exitosas de Compañías Internacionales”
- **Diciembre 2023 Seminario “Deducción de gastos, impuesto a la Renta en el Sector de Construcción e Inmobiliario”** - Cámara Peruana de la Construcción.
“Deducción de gastos, impuesto a la Renta en el Sector de Construcción e Inmobiliario”

María Paula Prado Fernández

Negociadora Internacional de la Universidad de Lima con más de 10 años de experiencia en finanzas corporativas en diversos sectores. Maestría en Finanzas Corporativas en ESAN y Pompe Fabra, dos diplomados en finanzas corporativas y contabilidad gerencial, finalmente una especialización en flujo de caja y presupuesto. Líder en áreas de administración, finanzas, tesorería, logística y afines.

FORMACIÓN

2022 - 2024 Graduate School of Business - ESAN Magíster en Finanzas Corporativas.

2022 - 2024 Universidad Pompeu Fabra - España Máster en Gerencia Bancaria y Financiera

2019 ESAN – Diplomado en Finanzas Corporativas

2018 Especialización en Flujo de Caja y Presupuesto en la Universidad de Lima

2017 Licenciada en la Universidad de Lima de Negocios internacionales

2016 Diplomado de Contabilidad Gerencial en Cámara de Comercio de Lima

2008 - 2013 Bachiller en la Universidad de Lima en Negocios Internacionales

EXPERIENCIA

2024	<p>N&P Empresa especializada en estudio de suelos para empresas mineras y Gasolinera (TGP) brindando servicios como gestión predial, levantamiento topográfico, impacto de gasoductos, valorización, entre otros.</p> <p>Gerenta de administración y finanzas</p> <ul style="list-style-type: none">• Controlar los costos de cada trabajo específico y/o proyecto.• Planificar, desarrollar y controlar el presupuesto general de la empresa, asegurando su cumplimiento.• Supervisar el manejo de la caja y bancos, asegurando la liquidez necesaria para la operación de la empresa.• Evaluar y gestionar riesgos financieros de la empresa.• Desarrollar estrategias para maximizar riesgos y aprovechar oportunidades.• Realizar el seguimiento y control de los costos y gastos de la empresa.• Supervisar y coordinar las actividades del personal de administración y finanzas.• Participación en el directorio y aportar perspectivas financieras para el desarrollo de planes y proyectos de la empresa.
2022-2023	<p>Global Processing Solutions Empresa que realiza mantenimiento de líneas de producción de bebidas y alimentos y comercializa repuestos de alfa laval.</p> <p>Jefa de administración y finanzas Representante legal de la empresa Global Processing Líder de las áreas: finanzas, administración, logística, almacén, comercial, ventas, importaciones, facturación y cobranzas</p> <ul style="list-style-type: none">• Encargada de representar a la empresa ante los clientes, bancos, proveedores, trabajadores y autoridades administrativas

	<ul style="list-style-type: none"> • Administrar los recursos financieros de la empresa buscando la maximización del rendimiento • Análisis de los Estados Financieros para facilitar la toma de decisiones a la Gerencia-Reuniones semanales con cada área para revisar los avances, presentar indicadores por área, propuestas de valor, optimizar procesos, etc. • Proponer las políticas, procedimientos y normas necesarias para el mejor funcionamiento y desarrollo de las actividades de la empresa, establecer procesos para aprobación de la Gerencia General. • Liderando homologaciones con nuestros clientes, NESTLE, CERVECERIA CBC, ALICORP, BACKUS, AMBEV, GLORIA, LINDLEY, etc • Proponer las políticas y procesos de selección, evaluación, control y promoción del personal-Control absoluto de la tesorería de la empresa, encargada de planificar y firmar los pagos • Flujo de caja, estrategias para generar mayor liquidez y mejorar los plazos de pago-Armar el esquema de comisiones por porcentaje de venta facturado, cálculo, aprobación y pago (área de venta) • Revisión mensual con el área de almacén los indicadores de ERI y ERU, rotación de inventarios, obsoletos, perdidas, distribución de la mercadería eficiente, reporte de comprometido y el KARDEX • Estrategias financieras tales como pagares, prestamos de reactiva, leasing, negociación de las tasas de interés, depósitos a plazo, contrato con los bancos y entidades financieras
2021	<p>Gambell Trading Empresa constructora peruana trabaja bajo licitaciones con el Estado</p> <p>Jefa de tesorería y finanzas</p> <ul style="list-style-type: none"> •Flujo de caja corporativa y toma de decisiones financieras en base al flujo realizado. • Manejo de y control de la tesorería corporativo (ocho proyectos y la matriz) • Evaluación de préstamos: tasa, cuotas, monto, bancos y beneficios. • Evaluación y desarrollo de plataformas bancarias • Controlar y administrar la caja de la empresa: cambio de moneda, prestamos entre relacionadas, pagos a proveedores y planilla. • Realizar proyectado y análisis de Retorno de inversión por proyecto • Reportes financieros a gerente general • Gestión de herramientas financieras tales como leasing y pagarés.

Fernando Jose Travi Magener

Ingeniero industrial de la Universidad de Lima con más de 4 años de experiencia en el área de finanzas en el sector de seguros. Conocimiento en finanzas corporativas, evaluación de proyectos y mercado de capitales.

FORMACIÓN

2022 - 2024 Graduate School of Business - ESAN Magíster en Finanzas Corporativas.

2022 - 2024 Universidad Pompeu Fabra - España Máster en Gerencia Bancaria y Financiera

2016 – 2020 Universidad de Lima – Ingeniería Industrial

EXPERIENCIA

2021- A la fecha	<p>Grupo Mok: Compañía de servicios masivos</p> <p>Jefe de Producto y Control de Gestión: Líder de un equipo encargado de la tarificación y creación de nuevos productos a nivel LATAM. Encargado de las inversiones realizadas localmente. Evaluación de la viabilidad financiera de nuevos proyectos.</p> <p>Coordinador de Producto y Control de Gestión: Encargado de la evaluación constante del desempeño del negocio y de la creación de nuevos productos que satisfagan las necesidades de los clientes. Negociación con clientes para la creación de negocios que generen valor para ambas partes.</p> <p>Analista de Producto y Control de Gestión: Elaboración del presupuesto anual, Forecast mensuales y flujos de caja de la compañía. Mantener informados a los gestores de decisiones acerca de los resultados actuales de la compañía y de sus tendencias hacia el futuro, con el fin de que puedan tener la capacidad de tomar decisiones de manera informada y anticipada.</p>
2022-2023	<p>Hochschild Mining: Compañía minera</p> <p>Practicante del área de logística. Encargado de la compra y del suministro de activos y materiales para las unidades mineras. Negociación constante con proveedores y gestión de licitaciones para diversos proyectos. Reducción de costos y aseguramiento de entregas al plazo acordado. Búsqueda e integración de nuevos proveedores.</p>
2021	<p>Pacifico Seguros: Compañía aseguradora</p> <p>Practicante del área comercial: Encargado de la gestión y cotización de ventas nuevas y renovación de cuentas. Soporte en el manejo de una cartera de 18 brokers. Proyección de ventas, análisis del impacto de campañas lanzadas, evaluación del desempeño de brokers.</p>

Oscar Alonso Diaz Perez

Contador Público Colegiado por la Universidad de San Martín de Porres (USMP) con más de 4 años de experiencia en roles contables y financieros del sector Banca, Banca Privada y Seguros. Experiencia en la elaboración y consolidación de estados financieros conforme a las Normas Internacionales de Información Financiera (NIIF), en la elaboración y análisis de presupuestos, planeamiento financiero y gestión de proyectos. Destaco por mi capacidad de liderazgo, aprendizaje activo y manejo de equipos multidisciplinarios.

FORMACIÓN

2022 - 2024 Graduate School of Business - ESAN Magíster en Finanzas Corporativas.

2022 - 2024 Universidad Pompeu Fabra - España Máster en Gerencia Bancaria y Financiera

2020 Licenciado en la Universidad de San Martín de Porres

2015 - 2019 Bachiller en la Universidad de San Martín de Porres

EXPERIENCIA

Junio 2021- A la fecha	Intercorp Management S.A.C (Grupo Intercorp) Analista Contable Financiero: <ul style="list-style-type: none">• Liderar y supervisar al equipo contable y el cumplimiento tributario para garantizar la eficacia de las operaciones.• Análisis de cuentas de balance para la elaboración de reportes mensuales, así como la verificación y registro de provisiones y otras operaciones contables.• Elaboración de conciliaciones bancarias.• Conciliación de saldos por cobrar y pagar de empresas relacionadas.• Gestión de pagos a proveedores de IFS.• Gestiones tributarias y actividades concernientes a la presentación de impuestos a SUNAT.• Consolidación de las cargas de los EEEF de las subsidiarias de IFS en ORACLE.• Elaboración y análisis de las notas a los estados financieros de IFS y subsidiarias.• Responsable del envío de información a la SBS, SMV, INEI y otros organismos.• Revisión y envío de los informes 6K y XBRL-20F a la Securities and Exchange Commission ("SEC").• Presentación de variaciones y análisis de las principales variaciones de ingresos y gastos, así como cuentas activas y pasivas al corporativo.• Procesos SOX, de acuerdo con la regulación de la SMV y SEC.• Garantizar el cumplimiento de políticas, normas internas e internacionales frente a los organismos reguladores.• Atención y/o consultas de Auditores Internos y Externos.• Participación en la determinación del purchase price allocation (PPA) de Izipay para el impacto a los EEEF.• Participación en la migración del sistema ORACLE.
Marzo 2020 -Mayo 2021	Eficaz S.A. Asistente de Contabilidad y Finanzas: <ul style="list-style-type: none">• Registro de comprobantes de pago (domiciliados y no domiciliados) en el Sistema Contable.• Elaboración de Conciliaciones Bancarias.

	<ul style="list-style-type: none"> • Elaboración y presentación de Libros Electronicos de Compras domiciliados y no domiciliados y Ventas. • Elaboración y presentación del PDT 621 y 601. • Elaboración e impresión de Libro Diario Formato Simplificado. • Análisis de cuentas de balance para la elaboración de reportes mensuales, así como la verificación y registro de provisiones y otras operaciones contables. • Elaboración y presentación de la Declaración Jurada Anual.
Diciembre 2018- Enero 2020	<p>Control Económico S.A. (Crowe Peru)</p> <p>Practicante del Contabilidad y tributación:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Registro de comprobantes de pago y percepciones en el Sistema CONCAR. • Orden, registro y contabilización de facturas, boletas, notas de crédito y asientos en CONCAR. • Elaboración y presentación de Libros Electrónicos de Compras y Ventas, y de la Declaración Jurada Anual. • Elaboración e impresión del Libro Diario Simplificado. • Presentación de PDT 621 y 601, y de la AFPNET. • Solicitud de compensación por pagos en exceso o indebido y reimputación del SPOT. • Registro de planilla de remuneraciones y recibos por honorarios en el sistema y PDT-PLAME. • Cálculo de renta de quinta categoría y liquidación de beneficios sociales. • Alta y baja de trabajadores en el T-Registro

ACTUALIZACIÓN ACADÉMICA

Estimados contables críticos para el cierre del Reporte Financiero | EY 2020

COMPETENCIAS

Idiomas: Inglés Intermedio

Software: Ms Office| Oracle | SAP |Power BI

RESUMEN EJECUTIVO

La Bolsa de Valores de Lima (BVL) presenta un desarrollo reducido en comparación con otras bolsas de la región. Esta investigación busca analizar el desempeño de la BVL durante los años 2010 y 2023; con el fin de entender con un mayor detalle su situación. Mas específicamente, busca comprender en qué medida los niveles de concentración de propiedad accionaria afectan su desarrollo.

Con el fin de evitar errores de estimación, el presente análisis se realizó categorizando cada compañía de la Bolsa de Valores de Lima por sector económico, siendo los de mayor relevancia y con un mayor nivel de información disponible, los siguientes sectores: Minería, Finanzas y Seguros, Agricultura, Energía Eléctrica.

En esta investigación, la variable independiente es la concentración de propiedad accionaria; mientras que las variables dependientes son la liquidez, la volatilidad y la valoración. Con respecto a la concentración de propiedad accionaria, se consideró en esta oportunidad el grado de concentración del principal accionista de cada compañía. En cuanto a la liquidez, se utilizó el índice de liquidez en bolsa, que muestra la frecuencia con la que se realizan transacciones de un valor. Por el lado de la volatilidad, esta se cuantifica con la desviación estándar anualizada de los rendimientos semanales, indicando el nivel de riesgo asociado con la variabilidad de los rendimientos. Por último, la valoración se evalúa mediante la ratio precio-beneficio (PER), que refleja las expectativas de los inversionistas sobre el valor de una empresa en relación con sus ganancias. Un PER alto sugiere altas expectativas de crecimiento, mientras que un PER bajo puede indicar lo contrario.

Previamente al planteamiento de las hipótesis, se revisó la literatura disponible, donde se pudo evidenciar en primer lugar que la mayoría de los autores coinciden en que el nivel de concentración de propiedad accionaria impacta negativa y significativamente la liquidez de las acciones, debido a los menores incentivos que genera para posibles inversionistas. En segundo lugar, se encontraron autores que contradicen la idea de que la volatilidad tiene una relación positiva y significativa con el nivel de concentración de propiedad. Finalmente, la literatura revisada en general indica que el desempeño de las compañías suele deteriorarse cuando estas mantienen

altos niveles de concentración de propiedad accionaria, y por ende suelen contar con valoraciones más reducidas.

El enfoque analítico se basa en la utilización de métodos de regresión lineal de datos de panel para determinar la asociación temporal entre variables. Se realiza un estudio exhaustivo para las acciones colectivas de la Bolsa de Valores de Lima. La muestra está compuesta por 35 empresas, de las cuales 16 son empresas mineras, 8 empresas del sector financiero y de seguros, 6 empresas agrícolas y 5 empresas de energía eléctrica. La muestra fue seleccionada considerando solamente compañías con más del 15% días negociados al año durante el período examinado.

Los resultados del estudio indican una correlación negativa medianamente significativa de manera general entre el nivel de concentración de propiedad y la liquidez de las acciones; encontrándose ciertas particularidades al analizar los resultados por sector económico: En el total de la muestra, en el sector minero y en el sector energético, se evidencia una relación significativa; en el sector agrícola hay una significancia reducida, mientras que en el sector financiero y de seguros la correlación es incluso positiva. Por otro lado, se valida parcialmente la hipótesis con respecto a la variable de la volatilidad, ya que existe una correlación positiva, aunque poco significativa, entre el nivel de concentración de propiedad y la volatilidad de las acciones en la BVL. Una vez más, con ciertas particularidades por sector económico: Una significancia alta en el sector agrícola, un nivel poco significativo en el sector minero, financiero y en el total de la muestra; y una correlación negativa en el sector energético. Por último, la concentración de la propiedad y la valoración evidencian parcialmente una correlación negativa moderadamente significativa; encontrando que, en esta ocasión, todos los sectores muestran la relación negativa mencionada, aunque con niveles de significancia muy diferentes entre sí.

En resumen, el estudio realizado con respecto a la Bolsa de Valores de Lima demuestra correlaciones sustanciales entre la variable de concentración de propiedad accionaria y las variables de liquidez, volatilidad y valoración. Se ha demostrado que una elevada concentración de propiedad influye sustancialmente en la percepción de los inversores, provocando una reducción de la liquidez de las acciones y la valoración de las compañías, al mismo tiempo que aumenta la volatilidad. Estos resultados tienen importantes ramificaciones para comprender y mejorar la eficacia del mercado de

capitales, en concreto de la Bolsa de Valores de Lima, así como para orientar futuros estudios y decisiones de inversión.

CAPÍTULO I: INTRODUCCIÓN

En este capítulo se plantea el contexto económico actual en el que las empresas enfrentan decisiones fundamentales sobre cómo financiar sus operaciones y proyectos de expansión. Entre las principales alternativas se encuentran el financiamiento bancario, la emisión de bonos y la venta de acciones. Se analizan los factores que influyen en la elección de estas fuentes, como la situación financiera de la empresa, las condiciones del mercado y la estructura de costos asociados. Además, se resalta la importancia de estas decisiones para el crecimiento sostenible y la competitividad en un entorno globalizado. Comprender cómo y por qué las empresas optan por una u otra vía de financiamiento es clave para prever su éxito o fracaso en el largo plazo.

1.1. ANTECEDENTES

En el entorno económico actual, las compañías disponen de diversas opciones para financiar sus planes de crecimiento y expansión, incluyendo el financiamiento bancario y el financiamiento a través del mercado de capitales mediante la emisión de acciones y bonos. La elección entre estas opciones depende de varios factores clave. En primer lugar, la situación financiera de la empresa en un momento dado juega un papel crucial. Si una compañía tiene un historial crediticio sólido y activos suficientes para ofrecer como garantía, puede inclinarse por el financiamiento bancario, que a menudo ofrece condiciones de préstamo más favorables y menos dilución de control para los accionistas existentes. Por otro lado, si una empresa busca financiar un crecimiento significativo y está dispuesta a ceder parte del control, la emisión de acciones puede ser una opción atractiva. Este método permite a las compañías recaudar grandes sumas de dinero sin aumentar su deuda, pero implica la dilución de la propiedad de los accionistas existentes. La emisión de bonos, por su parte, permite a las empresas acceder a capital sin ceder control, aunque implica la responsabilidad de pagar intereses periódicos y devolver el principal al vencimiento.

El entorno macroeconómico también influye en la decisión de financiamiento. En periodos de bajas tasas de interés, el financiamiento bancario y la emisión de bonos pueden ser más atractivos debido al menor costo de endeudamiento. En contraste, durante periodos de alta volatilidad en los mercados financieros, las empresas pueden encontrar más desafiante emitir acciones a precios favorables. No obstante, muchas

compañías optan por mantener una combinación de ambas opciones de financiamiento. Esta estrategia permite mitigar riesgos y optimizar la estructura de capital. Al diversificar sus fuentes de financiamiento, las empresas pueden reducir la dependencia de una sola fuente y aprovechar las ventajas de cada método según las circunstancias del mercado y sus necesidades específicas. Esta combinación puede proporcionar una mayor flexibilidad financiera, mejorando la capacidad de la empresa para enfrentar desafíos y aprovechar oportunidades de crecimiento.

Es necesario mencionar que la distribución entre financiamiento bancario y financiamiento a través de mercado de capitales varía en gran medida en función de que si el mercado es desarrollado o emergente. En mercados desarrollados, principalmente en Estados Unidos, y en menor medida Asia y Europa, las compañías suelen financiarse a través de la emisión de acciones y bonos; mientras que en mercados emergentes este porcentaje es menor, siendo el financiamiento bancario tradicional el de mayor significancia. Esta diferencia, se debe principalmente a la confianza que brindan cada uno de los mercados, observándose en los mercados desarrollados una mayor liquidez y un marco regulatorio más sólido; mientras que en mercados emergentes se evidencia un marco regulatorio frágil, menor transparencia y sobre todo una menor liquidez.

Lo mencionado acerca de los mercados emergentes, no excluye al Perú, en donde la cantidad de empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima durante el periodo estudiado fue únicamente de 238 compañías; y, sobre todo, en donde el porcentaje de la cantidad de acciones negociadas sobre el total de días del periodo fue aproximadamente de 14.40% para todas las compañías enlistadas en promedio; reflejando claramente un nivel de transacciones reducido y una escasez de liquidez (Economática, 2024).

De esta forma, es evidente que, debido al escaso marco regulatorio, así como a la falta de liquidez, existe un desincentivo para las compañías de financiar sus operaciones y sus planes de crecimiento, a través de la emisión de acciones específicamente; lo que genera finalmente que haya una reducida cantidad de compañías enlistadas en la Bolsa de Valores de Lima y a su vez, que estas compañías solo liberen un reducido porcentaje de acciones para poder financiarse de este modo. Esto se traduce en un capital flotante muy reducido, o, en otras palabras, una cantidad poco significativa de acciones disponibles para ser negociadas habitualmente, que a su vez guarda relación con altos niveles de concentración de propiedad accionaria, pues solo un reducido grupo de

accionistas tienen el control sobre los beneficios de la compañía. En relación con esto, cabe mencionar que la Bolsa de Valores de Lima presenta uno de los niveles más altos de concentración de propiedad en comparación a otras bolsas de la región. El problema que genera un mercado con una cantidad muy limitada de acciones con posibilidad de ser negociadas es que esto desincentiva finalmente a los posibles inversores de generar rentabilidad a través de la compra de acciones.

Continuando con lo descrito, existen estudios que indican que un reducido desarrollo de un mercado secundario podría deberse a un alto nivel de concentración de propiedad de las acciones emitidas por las compañías que se financian a través de dichos mercados (BCRP, 2019); lo cual podría explicar este reducido desarrollo de la BVL. Este concepto hace referencia al porcentaje de acciones que están en manos de los accionistas mayoritarios. Si este porcentaje es muy alto, como se observa en la mayoría de las corporaciones que cotizan en la BVL, se reducirían los incentivos de potenciales inversores, dado que muchas de las decisiones económicas que tomen los accionistas mayoritarios, quienes tienen el control, serán hechas sin considerar un adecuado retorno para todos los accionistas sin distinción. En relación con esto, cabe mencionar que la Bolsa de Valores de Lima presenta uno de los niveles más altos de concentración de propiedad en comparación a otras bolsas de la región. La BVL, el 67.1% y el 85.29% de las acciones están en manos de un accionista principal y de los 5 accionistas principales respectivamente (Fuentes, 2007).

De esta manera, diversos estudios aseguran que estos niveles altos de concentración generan las siguientes tres situaciones:

En primer lugar, se genera una pérdida de liquidez en las acciones, ya que cuando hay altos niveles de concentración de propiedad y reducidos niveles de flotación, el número de operaciones posibles es menor, lo que complica o imposibilita la opción del inversionista de liquidar su posición en el momento que este lo considere oportuno. Asimismo, un gran número de operaciones se realizan a través del mercado extrabursátil, es decir, un canal privado, lo cual genera que el inversionista minoritario vea afectada su liquidez, siendo esta modificada sin su consentimiento. Complementando con lo descrito, al haber una reducida liquidez, se generan altos costos de emisión de acciones, ya que los potenciales inversionistas exigirán un premio por liquidez, y por lo tanto una mayor rentabilidad.

En segundo lugar, indican que un nivel de concentración de propiedad accionario alto impactará directamente a la volatilidad de las acciones, ya que muchas de las operaciones que se realicen, sean de compra o venta, generarán una distorsión elevada en el precio, debido a que al haber un reducido número de ofertantes y demandantes, estos no podrán absorber el impacto de las operaciones realizadas. Esto también se traduce en un desincentivo para los inversores, pues se demuestra que los accionistas con mayor presencia en una determinada compañía serán quienes finalmente, a través de las operaciones de compra y venta que realicen, impactarán en el precio de la acción, y por ende en la posible rentabilidad esperada a obtener.

Finalmente, los estudios indican que la valoración de las compañías se verá afectada por los niveles de concentración de propiedad, pues la capitalización bursátil de las empresas enlistadas dependerá del precio que las acciones posean; el cual finalmente no reflejará un valor justo, al no haber la cantidad necesaria de ofertantes y demandantes que puedan determinarlo.

Por lo descrito, el nivel de concentración de propiedad parece ser uno de los mayores problemas que tiene la Bolsa de Valores de Lima y existen diversos estudios que respaldan que efectivamente no permite su desarrollo, como los reportes de estabilidad financiera publicados por el BCR. No obstante, hasta el momento no se ha cuantificado numéricamente su efecto, por lo que la presente investigación busca comprobar si realmente existe una correlación entre la liquidez, volatilidad y valoración de las acciones y el nivel de concentración de propiedad. Además, se realizará el estudio por sector económico, con el fin de evitar errores de estimación, debido a las diferentes dinámicas operativas que cada uno de los sectores tiene, y el posible impacto que podrían generar variables específicas de cada industria.

1.2. OBJETIVOS

1.2.1. Objetivo general

Análisis y correlación de la concentración de la propiedad accionaria, con liquidez, volatilidad y valoración de acciones, por sector económico, en la Bolsa de Valores de Lima en el periodo 2010-2023

1.2.2. Objetivos específicos

- Determinar si el nivel de concentración de la propiedad accionaria influye en la liquidez de las acciones de una empresa que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima.
- Determinar si el nivel de concentración de la propiedad accionaria tiene un impacto en la volatilidad de las acciones de una empresa que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima.
- Determinar si el nivel de concentración de la propiedad accionaria afecta la valoración de una empresa que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima.

1.3. ALCANCE

- El alcance geográfico y sectorial del presente trabajo de investigación abarca todas las compañías que han estado enlistadas en la Bolsa de Valores de Lima. En promedio son 238 compañías de esta que se encuentran enlistadas anualmente.
- El alcance temporal comprende un periodo de evaluación de 14 años (2010-2023), periodo en el cual la economía del Perú creció de manera sostenida. Asimismo, evaluar como la concentración de propiedad accionaria ha influido en la liquidez, volatilidad de las acciones y la valoración de las corporaciones que se realizará de manera mensual; al último día de cada mes. Es decir, se evaluará la fluctuación de esta data a lo largo de 168 meses.

1.4. LIMITACIONES

La presente investigación tiene como objetivo la “Análisis y correlación de la concentración de la propiedad accionaria, con liquidez, volatilidad y valoración de acciones, por sector económico, en la Bolsa de Valores de Lima en el periodo 2010-2023”.

En primer lugar, la concentración de propiedad accionaria puede influir significativamente en la liquidez de las acciones. Una alta concentración de propiedad puede resultar en menos acciones disponibles para el comercio, lo que puede disminuir

la liquidez. Por otro lado, una dispersión más amplia de la propiedad accionaria puede aumentar la cantidad de acciones disponibles en el mercado, mejorando así la liquidez. Esta investigación ayudará a identificar estos patrones específicos para diferentes sectores económicos, proporcionando una visión más detallada y sectorizada.

En segundo lugar, la volatilidad de las acciones es otro aspecto fundamental a estudiar. La concentración de propiedad puede afectar la estabilidad de los precios de las acciones. Por ejemplo, en una empresa con pocos grandes accionistas, las decisiones de estos pueden tener un impacto significativo en los precios de las acciones, aumentando su volatilidad. Analizar esta relación puede ofrecer una comprensión más profunda de cómo la estructura de propiedad influye en el comportamiento de los precios de las acciones en diferentes sectores.

Finalmente, la valoración de las corporaciones es un indicador esencial del rendimiento y la percepción del mercado. La concentración de propiedad puede afectar la percepción de los inversionistas sobre la gobernanza y las perspectivas futuras de la empresa. Una alta concentración podría ser vista como un signo de control y estabilidad, o, por el contrario, como una falta de diversificación y riesgo. Este estudio busca entender cómo estas dinámicas se manifiestan en la valoración de las empresas en diferentes sectores, ofreciendo una perspectiva integral sobre las fuerzas que impulsan la valoración de las corporaciones en la Bolsa de Valores de Lima.

A pesar de los esfuerzos meticulosos y rigurosos que se realizarán es importante reconocer los obstáculos y desafíos que podría enfrentar esta investigación:

- **Disponibilidad de datos:** La investigación se basa en la disponibilidad de información detallada de las empresas que cotizan en bolsa, es posible que algunas empresas no divulguen información detallada y necesaria, ello podría sesgar nuestros resultados.
- **Periodo de estudio:** La investigación se limita al periodo comprendido entre los años 2010 y 2023. Esta restricción temporal podría omitir eventos significativos ocurridos antes o después de este intervalo.
- **Selección de la muestra:** La selección de empresas que conformarán la muestra de nuestra investigación, puede ser no representativo del sector. La inclusión o

exclusión de algunas empresas puede afectar la generalización de los resultados a todo el sector.

- **VARIABLES OMITIDAS:** El estudio examina principalmente la relación entre la concentración de la propiedad, la liquidez de las acciones, la volatilidad de las acciones y el valor de las empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima. Sin embargo, no incluye otros factores que pueden influir en esta relación. Los factores no considerados pueden influir en los resultados y distorsionar la comprensión de la asociación.
- **Contexto específico:** La investigación se centra específicamente en el entorno de la Bolsa de Valores de Lima y las industrias más relevantes del país, por lo que no es posible generalizar a otros mercados o industrias.
- **Volatilidad:** Durante el periodo de estudio, algunas acciones pueden presentar un número limitado de transacciones en ciertos años, lo que dificulta la obtención de datos representativos y confiables. La baja frecuencia de transacciones puede resultar en fluctuaciones significativas en los precios de las acciones, afectando la medición de la liquidez y la valoración. Esta situación podría llevar a conclusiones erróneas sobre la relación entre la concentración de propiedad y la volatilidad, ya que las variaciones en los precios pueden no reflejar cambios fundamentales en las empresas, sino más bien la escasez de operaciones en el mercado.
- **Sector minero:** La valoración de las acciones mineras está intrínsecamente vinculada a los precios de los minerales, que pueden ser volátiles y estar sujetos a fluctuaciones globales. Para abordar esto, se utiliza un índice de corrección para metales, lo que permite ajustar los datos de acuerdo con las variaciones en los precios de los minerales. Sin embargo, esta metodología puede introducir sesgos si el índice no captura adecuadamente las dinámicas específicas del mercado o si no se considera la relación entre la concentración de propiedad y las condiciones del mercado de metales en tiempo real.
- **Retraso en la divulgación:** La divulgación de cambios en la concentración de propiedad muchas veces se realiza con retraso, ello podría afectar la precisión y la oportunidad de los datos utilizados en el análisis de la investigación.

1.5. CONTRIBUCIÓN

En las últimas décadas, la Bolsa de Valores de Lima no ha venido desarrollándose de manera proporcional a la economía del Perú, pese incluso a que gran parte de las compañías enlistadas, pertenecen a sectores cuyo crecimiento y consolidación han sido significativos en los últimos años. Asimismo, observando el desarrollo que han tenido las Bolsas de Valores que radican en países de la región, vemos que, durante el periodo de tiempo estudiado, su nivel de dinamismo ha mostrado un crecimiento constante y significativo, lo cual pone a cuestionar las posibles causas que han podido generar el muy reducido desarrollo de la Bolsa de Valores de Lima.

Ante esta situación, existen estudios teóricos que explican que una de las razones del reducido desarrollo del mercado de acciones se debe al nivel de concentración de propiedad que mantienen las compañías emisoras. Esta concentración desincentiva a los inversionistas al reducir la liquidez y la valoración de las acciones, además de aumentar la volatilidad. Sin embargo, no existen suficientes estudios numéricos que demuestren empíricamente que estos efectos se manifiestan de manera uniforme independientemente del sector económico en evaluación.

Por lo tanto, surge la necesidad de evidenciar numéricamente el impacto del nivel de concentración de propiedad accionaria en la liquidez, la volatilidad y la valoración de las corporaciones que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima en el periodo 2010-2023. Esta investigación busca determinar si existe una relación significativa entre la concentración de propiedad y las variables mencionadas, y si dicha relación varía según el sector económico. Además, pretende observar si la correlación se manifiesta de manera homogénea a nivel general de las compañías que cotizan en bolsa o si algunos sectores presentan resultados contradictorios a la explicación teórica predominante.

Asimismo, se espera que esta tesis realice una contribución práctica importante al identificar correlaciones específicas que puedan ser utilizadas como puntos de referencia por los inversionistas al estructurar sus carteras de manera más informada. Al conocer cómo el nivel de concentración de la propiedad de las acciones impacta el grado de liquidez, volatilidad y valoración en diferentes sectores, los inversionistas tendrán la oportunidad de tomar decisiones estratégicas basadas en datos empíricos.

Los resultados de esta tesis también pueden influir en la estrategia de gobernanza de las empresas, ya que la comprensión del impacto de la estructura de propiedad en la valoración puede llevar a reconsiderar la composición de la propiedad para atraer a nuevos inversionistas ofreciendo una estructura más atractiva. Esta investigación no solo tiene como objetivo contribuir al conocimiento académico, sino también proporcionar herramientas prácticas y estratégicas que sean beneficiosas para las principales partes interesadas en el mercado financiero peruano.

CAPÍTULO II: MARCO CONCEPTUAL Y CONTEXTUAL

Este capítulo se centra en el concepto de concentración de propiedad, es decir, el control de una empresa por parte de un reducido número de accionistas mayoritarios. Se analizan las diversas formas de medir este fenómeno, como la participación porcentual de los principales accionistas en el capital social de la empresa. Se discuten los enfoques teóricos que permiten entender cómo la estructura de propiedad puede influir en la gobernanza corporativa, el comportamiento de los accionistas y la toma de decisiones estratégicas. Este marco teórico es esencial para la investigación, ya que proporciona una base para estudiar cómo la concentración de propiedad afecta a las empresas en el mercado.

2.1. Concentración de propiedad

La concentración de propiedad es una medida que refleja el grado en que el capital de una empresa está controlado por un pequeño grupo de accionistas. Para García Martínez (2018), esta concentración puede evaluarse de varias maneras, como mediante la proporción del capital social que está en manos de los principales accionistas o por el número de accionistas que controlan una determinada proporción del capital social. En términos generales, se considera que una empresa tiene una alta concentración de propiedad cuando los principales accionistas controlan más del 50% del capital social. Sin embargo, este umbral puede variar dependiendo del sector económico o del país en el que la empresa opere.

Entender la concentración de propiedad es crucial porque afecta varios aspectos del desempeño corporativo y del mercado de valores. Por ejemplo, una alta concentración de propiedad puede reducir la liquidez de las acciones. Con menos acciones disponibles para el comercio, la capacidad de los inversionistas para comprar y vender grandes volúmenes de acciones sin afectar significativamente su precio se ve limitada (Hunjra et al., 2020). Además, esta concentración puede aumentar la volatilidad de las acciones, ya que las decisiones de unos pocos grandes accionistas pueden tener un impacto desproporcionado en los precios de las acciones.

Asimismo, la concentración de propiedad puede influir en la valoración de las empresas. Los inversionistas pueden percibir una estructura de propiedad concentrada como un riesgo, ya que las decisiones clave están en manos de un pequeño grupo, lo

que puede afectar la transparencia y la gobernanza corporativa. Esta percepción puede llevar a una valoración más baja de las acciones en comparación con empresas con una propiedad más dispersa (García, 2018).

Además, la variabilidad en el umbral de concentración de propiedad según el sector o el país añade una capa adicional de complejidad. En algunos sectores, una alta concentración de propiedad puede ser la norma y no necesariamente negativa, mientras que en otros puede ser vista como un signo de riesgo elevado. Por lo tanto, es esencial analizar la concentración de propiedad en el contexto específico de cada sector y región para comprender su impacto real en la liquidez, volatilidad y valoración de las acciones (Amer Al-Jaifi et al., 2017).

2.1.1. **Impactos positivos de la concentración de propiedad:**

Mejor rendimiento:

La concentración de propiedad puede mejorar el rendimiento de una empresa cuando los accionistas mayoritarios están bien informados y tienen un interés a largo plazo en su éxito. Estos accionistas pueden proporcionar una supervisión más efectiva de la gestión, implementar políticas que promuevan la eficiencia operativa y tomar decisiones estratégicas alineadas con los objetivos a largo plazo. Además, su capacidad para enfocarse en el valor sostenible de la empresa y tomar decisiones de manera más rápida y eficiente, comparado con estructuras de propiedad más dispersas, puede resultar en un crecimiento sostenido y una mayor competitividad. En resumen, una alta concentración de propiedad puede ser beneficiosa para el rendimiento económico si los accionistas mayoritarios están comprometidos con el desarrollo a largo plazo de la organización (García, 2018).

Mayor inversión: La concentración de propiedad puede fomentar una mayor inversión a largo plazo. Los accionistas mayoritarios, al tener un interés considerable en el éxito de la empresa, pueden estar más dispuestos a tomar riesgos financieros y a financiar proyectos de inversión que pueden no ser inmediatamente rentables pero que tienen un gran potencial de beneficios a largo plazo. Esta disposición a invertir en el futuro de la empresa puede resultar en la implementación de iniciativas estratégicas, como la investigación y desarrollo, la expansión a nuevos mercados y la mejora de

infraestructuras, que son cruciales para el crecimiento sostenible y la competitividad de la empresa a largo plazo (El-Masry & ElGhouty, 2017).

Mejor gobierno corporativo: La concentración de propiedad puede llevar a un mejor gobierno corporativo. Los accionistas mayoritarios, comprometidos con el éxito a largo plazo de la empresa, pueden desempeñar un papel más activo y vigilante en la supervisión de la gestión. Esto puede traducirse en la implementación de prácticas de gobierno corporativo sólidas y éticas, asegurando que la empresa opere de manera responsable y transparente. Los accionistas mayoritarios pueden influir en la toma de decisiones estratégicas, garantizando que estas estén alineadas con los mejores intereses de la empresa y sus stakeholders. Además, su capacidad para monitorear y evaluar las acciones de la gestión puede ayudar a prevenir comportamientos oportunistas y garantizar que la empresa mantenga altos estándares éticos y de responsabilidad social (Amer Al-Jaifi et al., 2017).

2.1.2. Impactos negativos de la concentración de propiedad:

Menos competencia: La concentración de propiedad puede conducir a una menor competencia en un mercado. Cuando un pequeño número de empresas domina un mercado, estas tienen más poder para fijar precios y pueden reducir la innovación. Este poder de mercado les permite establecer precios más altos de lo que sería posible en un entorno competitivo, lo que puede perjudicar a los consumidores. Además, la falta de competencia puede llevar a una menor presión para innovar, lo que puede resultar en una menor calidad de productos y servicios y en un estancamiento del progreso tecnológico. En mercados con alta concentración de propiedad, la barrera de entrada para nuevas empresas es considerablemente alta, lo que dificulta la aparición de nuevos competidores que puedan desafiar a las empresas establecidas (García, 2018).

Mayor riesgo de abuso: La concentración de propiedad puede aumentar el riesgo de abuso de los accionistas minoritarios. Los accionistas mayoritarios, con su considerable influencia en la toma de decisiones, pueden optar por acciones que beneficien sus intereses a corto plazo, incluso si estas decisiones son perjudiciales para los accionistas minoritarios o para la empresa en general. Este riesgo se manifiesta en situaciones donde los accionistas mayoritarios pueden decidir distribuir dividendos excesivos, aprobar compensaciones injustificadas para los ejecutivos, o realizar transacciones que beneficien a entidades vinculadas, en detrimento de la salud

financiera de la empresa y de los intereses de los accionistas minoritarios. Tal abuso de poder no solo puede erosionar la confianza de los inversores minoritarios, sino que también puede dañar la reputación de la empresa y su capacidad para atraer nuevas inversiones (García, 2018).

Menor transparencia: La concentración de propiedad puede conducir a una menor transparencia en la empresa. Los accionistas mayoritarios pueden tener más control sobre la información que se divulga al público, lo que puede dificultar que los accionistas minoritarios tomen decisiones informadas sobre sus inversiones.

2.2. Valoración

La valoración es un proceso integral en el campo financiero que implica estimar el valor económico de activos, inversiones o empresas. Este proceso va más allá de simplemente calcular un precio actual; también incluye proyecciones futuras basadas en diversos métodos analíticos y cuantitativos. Uno de los métodos más comunes es el descuento de flujos de caja (DCF), que estima el valor de una empresa o activo mediante la proyección de sus flujos de caja futuros y su posterior descuento a un valor presente utilizando una tasa de descuento apropiada. Este enfoque considera tanto el potencial de generación de ingresos futuros como los riesgos asociados a esos ingresos. Otro método importante en la valoración es el análisis comparativo de empresas similares, también conocido como valoración por múltiplos o análisis de empresas comparables. Este método implica comparar las métricas financieras y operativas de la empresa en cuestión con las de otras empresas del mismo sector que tengan características similares. Las métricas utilizadas pueden incluir ratios como el precio-ganancias (P/E), precio-ventas (P/S), y el valor empresa/EBITDA (EV/EBITDA). Este enfoque proporciona un marco de referencia para evaluar cómo el mercado valora empresas similares y ayuda a determinar si una empresa está sobrevalorada o subvalorada (Damodaran, 2012, citado por Toro Díaz et al., 2018).

En el ámbito de la bolsa de valores, la valoración es un proceso esencial que busca determinar el valor intrínseco de una acción o de un conjunto de acciones de una empresa cotizada en el mercado. Este proceso no se limita a evaluar el precio actual de mercado de las acciones, sino que también incluye la proyección de su valor futuro basándose en una variedad de factores económicos, financieros y operativos. Según

Graham y Dodd (1934) (citado por Díaz Canosa, 2018), pioneros en el análisis de valores, el objetivo principal de la valoración en este contexto es identificar si una acción está infravalorada o sobrevalorada en relación con su valor intrínseco. Para lograr esto, los analistas financieros emplean diversos métodos y enfoques. Uno de los métodos más utilizados es el descuento de flujos de caja (DCF), que estima el valor presente de los flujos de caja futuros que la empresa generará. Este método requiere hacer proyecciones detalladas sobre los ingresos, los costos, las inversiones de capital y otros factores financieros que afectan los flujos de caja, así como la selección de una tasa de descuento apropiada que refleje el riesgo asociado a estos flujos futuros (Graham y Dodd, 1934, citado por Vera et al., 2023).

Fama y French (1992), (citados por Diaz, 2021), En el ámbito del análisis financiero y la valoración de acciones, la introducción del modelo de tres factores por Eugene Fama y Kenneth French marcó un avance significativo. Este modelo, conocido como el Modelo de Tres Factores de Fama y French, representó una expansión crucial del Capital Asset Pricing Model (CAPM), que hasta entonces era el enfoque predominante para explicar los rendimientos esperados de las acciones basándose únicamente en el riesgo sistemático. Fama y French propusieron que además del riesgo sistemático, otras dos variables clave desempeñaban un papel fundamental en la determinación de los rendimientos de las acciones: el tamaño de la empresa y la ratio book-to-market.

El primer factor, el riesgo sistemático, se mide mediante el beta de una acción, tal como se hace en el CAPM. Este factor refleja la sensibilidad de una acción a los movimientos del mercado en general. Un beta mayor que uno indica que la acción es más volátil que el mercado, mientras que un beta menor que uno indica menor volatilidad. Este concepto sigue siendo fundamental en el modelo de Fama y French, ya que el riesgo sistemático sigue siendo una medida crucial del comportamiento de una acción en relación con el mercado en su conjunto (Cotrina, 2016).

El segundo factor introducido por Fama y French es el tamaño de la empresa, medido mediante la capitalización bursátil. Los estudios realizados por estos economistas demostraron que, históricamente, las acciones de empresas pequeñas tienden a generar rendimientos más altos que las de empresas grandes. Este fenómeno, conocido como el "efecto tamaño", sugiere que las empresas con baja capitalización de

mercado ofrecen mayores oportunidades de crecimiento y, por lo tanto, mayores rendimientos, aunque también pueden conllevar un mayor riesgo (Mosquera, 2013).

El tercer factor es la ratio book-to-market, que compara el valor en libros de una empresa con su valor de mercado. Fama y French encontraron que las empresas con una alta ratio book-to-market, también conocidas como acciones de valor, tienden a tener rendimientos superiores en comparación con las empresas con una baja ratio book-to-market, conocidas como acciones de crecimiento. Este fenómeno, denominado "efecto valor", indica que las empresas subvaloradas por el mercado tienen un mayor potencial de generar rendimientos elevados a largo plazo.

El Modelo de Tres Factores de Fama y French sugirió que, además del riesgo sistemático, el tamaño de la empresa y la ratio book-to-market son factores significativos que explican las variaciones en los rendimientos esperados de las acciones. Esta propuesta proporcionó una comprensión más matizada y completa de los factores que influyen en el rendimiento de las inversiones en acciones, ofreciendo a los analistas financieros una herramienta más robusta para la valoración de acciones y la toma de decisiones de inversión. En resumen, la inclusión de estos factores adicionales en el análisis financiero permitió una evaluación más precisa y efectiva del comportamiento y el potencial de rendimiento de las acciones en el mercado de valores (Toro et al., 2018).

2.3. Volatilidad

La volatilidad se refiere a la medida de la magnitud y frecuencia de los cambios en los precios de un activo financiero o mercado en un período determinado. Este concepto es crucial en la gestión de riesgos y en las estrategias de inversión, ya que una mayor volatilidad puede indicar un mayor grado de incertidumbre y potencial de ganancia o pérdida en el mercado financiero. Schwert (1989), (citado por Hunjra et al., 2020) señala que la volatilidad puede manifestarse como una fluctuación intensa o moderada en los precios, afectando así la percepción de riesgo por parte de los inversores. Este aspecto es fundamental para los gestores de carteras y los inversores, quienes deben tener en cuenta el nivel de volatilidad al evaluar el riesgo asociado a sus inversiones.

En el contexto de la bolsa de valores, la volatilidad se refiere específicamente a la variabilidad de los precios de las acciones cotizadas en el mercado financiero durante

un período determinado. Schwert (1989), (citado por El-Masry y ElGhouty, 2017), explica que esta volatilidad puede ser influenciada por una serie de factores, incluyendo eventos macroeconómicos, anuncios corporativos, cambios regulatorios y fluctuaciones en el sentimiento del mercado. Estos factores pueden provocar variaciones significativas en los precios de las acciones, lo que a su vez puede afectar la toma de decisiones de inversión, la gestión de carteras y las estrategias de cobertura. La capacidad de prever y gestionar la volatilidad es esencial para minimizar riesgos y maximizar retornos en el mercado financiero.

Para modelar y predecir la volatilidad de los precios de los activos financieros, Bollerslev (1986) desarrolló el modelo GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity). Este modelo ha sido ampliamente adoptado en el ámbito financiero debido a su capacidad para capturar la dinámica y la persistencia de la volatilidad en los mercados de valores. El modelo GARCH permite a los analistas y gestores de riesgo prever cambios en la volatilidad, facilitando una mejor planificación y ejecución de estrategias de inversión y cobertura. La capacidad del modelo para ajustar las previsiones de volatilidad en función de la información pasada lo convierte en una herramienta valiosa para la gestión de riesgos y la optimización de carteras.

2.4. Liquidez

En el contexto financiero, la liquidez se refiere a la facilidad con la que un activo puede ser comprado o vendido en el mercado sin afectar significativamente su precio. Según Campbell et al. (1997), (citado por Chávez, 2021), la liquidez es crucial para los inversores porque permite la ejecución rápida de transacciones sin incurrir en costos adicionales significativos. La liquidez de un activo está determinada por el volumen de negociación y la profundidad del mercado, así como por la capacidad de convertir el activo en efectivo rápidamente y a un precio cercano al valor de mercado. Esta capacidad de realizar transacciones con facilidad y sin costos elevados es esencial para los inversores que buscan maximizar la eficiencia de sus operaciones y minimizar el riesgo asociado a la falta de liquidez.

La liquidez juega un papel fundamental en la valoración y la volatilidad del mercado de valores. Según García (2018), la falta de liquidez puede exacerbar la volatilidad de los precios, ya que los inversores pueden enfrentar dificultades para

encontrar contrapartes dispuestas a comprar o vender al precio deseado. Esta dificultad puede llevar a fluctuaciones más amplias en los precios de mercado, ya que la falta de liquidez crea un entorno en el que los precios pueden variar significativamente con cada transacción. Este fenómeno pone de manifiesto la interconexión entre liquidez y volatilidad, destacando la importancia de mantener un mercado líquido para reducir la incertidumbre y estabilizar los precios.

La medida de la liquidez puede incluir diversas métricas que proporcionan indicadores clave sobre la facilidad y el costo de realizar transacciones en un activo financiero específico. Entre estas métricas se encuentran el spread entre el precio de oferta y demanda, el volumen promedio diario de transacciones y la profundidad del libro de órdenes en el mercado. El spread entre el precio de oferta y demanda indica la diferencia entre el precio más bajo al que se puede vender un activo y el precio más alto al que se puede comprar. Un spread estrecho sugiere alta liquidez, mientras que un spread amplio indica baja liquidez. El volumen promedio diario de transacciones refleja la cantidad de actividad de mercado para un activo determinado, siendo un indicador directo de su liquidez. La profundidad del libro de órdenes muestra la cantidad de órdenes de compra y venta a diferentes niveles de precios, indicando cuán fácilmente un activo puede ser transaccionado sin causar grandes movimientos en su precio (Arias Fernández, 2017).

En resumen, la liquidez es un aspecto crítico en el contexto financiero, ya que facilita la ejecución eficiente de transacciones y afecta tanto la valoración como la volatilidad de los activos. Las investigaciones de Campbell et al. (1997) y Amihud y Mendelson (1986) subrayan la importancia de la liquidez para mantener la estabilidad del mercado y minimizar los riesgos asociados a la falta de capacidad de transacción. Las métricas de liquidez, como el spread oferta-demanda, el volumen de transacciones y la profundidad del mercado, son herramientas esenciales para evaluar la facilidad con la que se pueden realizar transacciones y para tomar decisiones informadas en el ámbito financiero.

CAPÍTULO III: REVISIÓN DE LA LITERATURA

En el dinámico mundo de las inversiones, la Bolsa de Valores de Lima (BVL) desempeña un papel crucial para el análisis del comportamiento de las empresas y la toma de decisiones estratégicas. En este contexto, la presente investigación se centra en explorar la relación entre la concentración de propiedad accionaria y las variables de liquidez, volatilidad y valoración de las empresas que cotizan en la BVL. Este estudio es de gran relevancia, ya que aborda temas específicos y fundamentales para entender la dinámica del mercado de valores en Perú.

La investigación se organiza de manera metodológica, agrupando los hallazgos por sector económico y periodo de análisis. Este enfoque permite identificar patrones específicos y comprender las diferencias en el comportamiento de las acciones en función de la concentración de la propiedad. Al analizar distintos sectores y periodos, el estudio busca ofrecer una visión comprensiva de cómo la estructura de propiedad influye en variables críticas del mercado financiero.

A lo largo del estudio, se emplean técnicas estadísticas robustas para establecer la correlación entre las variables de interés. Estas técnicas permiten una evaluación precisa y rigurosa de los datos, asegurando que las conclusiones derivadas sean fiables y útiles. Los resultados obtenidos ofrecen insights valiosos sobre la dinámica de la BVL, proporcionando definiciones claras sobre el impacto de la concentración de la propiedad en la liquidez y la volatilidad de las acciones, así como en la valoración de las compañías. Estos hallazgos no solo contribuyen al conocimiento académico, sino que también tienen aplicaciones prácticas significativas.

Para inversores, analistas financieros y otros actores del mercado, los resultados de esta investigación son una fuente de información crucial. Permiten tomar decisiones más informadas, promoviendo así un mercado de capitales más eficiente y transparente. Al comprender mejor cómo la concentración de propiedad afecta a las empresas en la BVL, estos actores pueden diseñar estrategias de inversión más efectivas y mitigar riesgos asociados con la liquidez y la volatilidad del mercado. En última instancia, esta investigación ayuda a fomentar un entorno de inversión más robusto y confiable en la Bolsa de Valores de Lima.

3.1. Concentración de propiedad

La investigación de Porta et al. (1998) proporciona una perspectiva crucial sobre la relación entre la concentración de propiedad y la protección de los derechos de los inversores a nivel internacional. En su estudio, estos autores examinan la concentración de propiedad en diferentes países y descubren que las empresas en países con menor protección de los derechos de los inversores tienden a tener una mayor concentración de propiedad. Este hallazgo sugiere que la concentración de propiedad puede ser una respuesta estratégica a la falta de protección legal para los inversores minoritarios, y tiene implicaciones significativas para la gobernanza corporativa y la estructura de propiedad a nivel mundial. En países donde la protección de los derechos de los inversores es débil, los inversores minoritarios enfrentan mayores riesgos de expropiación y abuso por parte de los accionistas mayoritarios y la administración de la empresa. La falta de marcos legales sólidos y mecanismos de enforcement efectivos significa que los derechos de los accionistas minoritarios no están adecuadamente salvaguardados. Como resultado, los accionistas mayoritarios pueden tener un control desproporcionado sobre las decisiones corporativas, lo que puede llevar a prácticas que beneficien a los intereses de unos pocos a expensas de los muchos. En este contexto, la concentración de propiedad puede servir como una forma de auto-protección, donde los inversores buscan adquirir una participación mayoritaria para ejercer un control directo y así proteger sus intereses en un entorno legalmente hostil.

La investigación de El-Masry & ElGhouty (2017), sobre el impacto de la concentración de propiedad accionaria en la volatilidad de las acciones en mercados emergentes proporciona insights importantes sobre cómo estas dos variables interactúan. Los investigadores concluyen que existe una relación inversamente proporcional entre la concentración de propiedad y la volatilidad de las acciones. Esto significa que en mercados donde la propiedad accionaria está más concentrada, la volatilidad tiende a ser menor. Esta relación inversa se debe a varios factores. En primer lugar, los inversores en mercados emergentes son conscientes de la estructura concentrada de las bolsas de valores. Esto implica que las decisiones estratégicas y operativas de las empresas están dominadas por unos pocos grandes accionistas, lo que puede proporcionar una mayor estabilidad y predictibilidad en el comportamiento de las acciones. Al saber que las acciones están bajo el control de inversores mayoritarios,

el mercado tiende a descontar esta condición, reflejando una percepción de menor riesgo y, por ende, menor volatilidad.

Claessens et al. (2000) destaca cómo la estructura de propiedad influye en la protección de los derechos de los accionistas minoritarios. En muchos casos, la concentración de propiedad en Asia Oriental se acompaña de mecanismos de control como las pirámides corporativas y las acciones con derechos de voto desiguales, que refuerzan el poder de los accionistas mayoritarios. Estas estructuras pueden dificultar la supervisión y la rendición de cuentas, dejando a los accionistas minoritarios vulnerables a decisiones que no necesariamente están en su mejor interés. La investigación sugiere que para mejorar la eficiencia y la equidad en las corporaciones de Asia Oriental, es crucial implementar reformas que fortalezcan la protección de los derechos de los accionistas minoritarios y promuevan una mayor transparencia en la gestión corporativa. Esto puede incluir la adopción de mejores prácticas de gobernanza corporativa y la implementación de regulaciones que limiten el abuso de poder por parte de los accionistas mayoritarios.

Fuentes et al. (2007) analizaron el impacto de la concentración de propiedad sobre variables como la liquidez y la volatilidad. Concluyeron que cuando la propiedad de una empresa está altamente concentrada en manos de un número reducido de accionistas, estos tienen menos incentivos para negociar sus acciones en el mercado, afectando significativamente la liquidez. Esto implica que la baja liquidez puede resultar en una mayor dificultad para realizar transacciones sin influir en el precio, lo que incrementa el costo y riesgo de inversión.

Morck et al. (1988) estudiaron la relación entre la propiedad gerencial y la valoración del mercado, encontrando una relación no lineal. Inicialmente, una mayor propiedad gerencial está asociada con un mejor desempeño del mercado debido a una mayor alineación de intereses entre gerentes y accionistas. Sin embargo, a niveles muy altos de propiedad gerencial, el desempeño puede deteriorarse debido a la consolidación excesiva de poder, lo que puede llevar a decisiones que no optimizan el valor de la empresa. Este estudio sugiere que la concentración de propiedad puede tener tanto efectos positivos como negativos en la eficiencia y el valor de la empresa.

Da Silva y Leal (2006) investigaron la relación entre la concentración de propiedad y la valoración de las compañías brasileñas. Encontraron que la mayoría de las acciones se concentran en un accionista principal, lo que permite una toma de decisiones más eficiente en la gerencia estratégica. Sin embargo, utilizando una regresión de datos de panel, determinaron que existe una relación inversa entre la concentración de propiedad y la valoración de las compañías, sugiriendo que una alta concentración puede limitar el crecimiento del valor económico.

Demsetz y Lehn (1985) realizaron un estudio sobre las causas y consecuencias de la estructura de propiedad corporativa, argumentando que la concentración de propiedad se determina por las necesidades de monitoreo y la diversificación de riesgos de los propietarios. Su investigación revela que no existe una estructura óptima universal de propiedad; en cambio, esta depende de las características específicas de cada empresa y su entorno. La necesidad de monitorear la gestión y la diversificación del riesgo influye en cómo se estructura la propiedad dentro de las empresas. Esta conclusión sugiere que las empresas deben adaptar sus estructuras de propiedad a sus contextos únicos para optimizar la eficiencia y la gobernanza corporativa.

Bebchuk & Weisbach (2010) revisaron la literatura sobre gobernanza corporativa y destacaron la importancia de la concentración de propiedad en la estructura y el funcionamiento de las empresas. Señalan que la concentración de propiedad puede tener un impacto significativo en la eficiencia operativa, las políticas de inversión y la protección de los derechos de los accionistas. Su revisión proporciona una perspectiva integral sobre cómo la concentración de propiedad interactúa con otros aspectos de la gobernanza corporativa, subrayando que, aunque puede mejorar el monitoreo y la alineación de intereses, también puede aumentar los riesgos de expropiación de minoritarios y decisiones subóptimas si el control es demasiado concentrado.

3.2. Valoración

Damodaran (2012) proporciona un enfoque exhaustivo sobre la valuación de activos, cubriendo técnicas como el modelo de descuento de flujos de caja (DCF), la valoración relativa y la valoración contingente. El autor enfatiza la importancia de comprender los fundamentos del negocio y las proyecciones futuras para realizar una valuación precisa. Su obra es una referencia clave para los profesionales de las finanzas

que buscan herramientas y técnicas para determinar el valor de cualquier activo. Damodaran subraya que una valuación adecuada no solo se basa en modelos matemáticos, sino también en una comprensión profunda del negocio y su entorno, lo que permite a los analistas hacer proyecciones más precisas y fundamentadas.

Fama y French (1993) amplían el modelo CAPM tradicional mediante la introducción de un modelo de tres factores que incluye el tamaño de la empresa y el valor de mercado, además del riesgo del mercado. Su investigación demuestra que estos factores adicionales explican mejor las variaciones en los rendimientos de acciones y bonos, lo que ha revolucionado la comprensión de la valoración de activos y la gestión de carteras. Al incluir factores como el tamaño de la empresa y el valor de mercado, el modelo de Fama y French proporciona una herramienta más robusta para predecir los rendimientos de los activos y evaluar el riesgo asociado a las inversiones, mejorando así la toma de decisiones en la gestión de portafolios.

Penman (2010) aborda la valoración desde la perspectiva del análisis financiero, subrayando la importancia de los estados financieros en la evaluación del valor de una empresa. El autor ofrece métodos detallados para analizar la información contable y utilizarla en la valoración de acciones, destacando cómo la contabilidad se entrelaza con la valoración de los mercados de capitales. Esta obra es esencial para los profesionales de finanzas que buscan comprender cómo los datos financieros pueden informar las decisiones de inversión y la valoración precisa de activos.

Koller et al. (2010) presentan un enfoque práctico para medir y gestionar el valor de las empresas en su libro "Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies". Este libro se centra tanto en la teoría como en la práctica de la valoración, cubriendo técnicas como el análisis de flujos de caja descontados y el uso de múltiplos comparables. Además, proporcionan herramientas para la gestión estratégica del valor económico, lo que lo convierte en un recurso valioso para ejecutivos y estudiantes de finanzas.

Copeland, Koller y Murrin (2000) discuten métodos avanzados de valoración, destacando la importancia del análisis estratégico y el contexto económico. Su obra, ampliamente utilizada en la industria financiera y académica, ofrece un enfoque riguroso y práctico para la valuación y gestión del valor de las empresas. El enfoque

incluye técnicas como el análisis de flujos de caja descontados (DCF) y el uso de múltiplos comparables. La obra es ampliamente utilizada por profesionales de finanzas, ya que combina principios académicos con experiencia práctica para llegar a soluciones que incrementen el valor de las empresas. El libro también se considera un recurso clave para la gestión estratégica del valor económico, abordando tanto los fundamentos teóricos como las aplicaciones prácticas necesarias para la valoración precisa y la toma de decisiones informadas.

3.3. Volatilidad

Black & Scholes (1973) desarrollaron un modelo seminal para la valoración de opciones, conocido como el modelo Black-Scholes, que calcula el precio teórico de una opción utilizando factores como la volatilidad del activo subyacente, el tiempo hasta el vencimiento, el precio de ejercicio y la tasa libre de riesgo. Este modelo es fundamental para la gestión de riesgos y la valoración en los mercados financieros, ya que proporciona una fórmula cerrada para el precio de las opciones, facilitando así la evaluación y el manejo de las estrategias de cobertura.

Hull & White (1987) introdujeron un modelo que considera la volatilidad estocástica, mejorando la precisión de la valoración de opciones en comparación con el modelo de Black-Scholes. Este enfoque permite una mejor gestión del riesgo asociado con la volatilidad variable de los activos financieros, proporcionando un marco más realista para la valoración de derivados. Al incorporar la volatilidad estocástica, el modelo de Hull y White aborda uno de los principales supuestos del modelo Black-Scholes: la constancia de la volatilidad, ofreciendo así una herramienta más adaptable y precisa para los profesionales financieros.

Engle (1982) presenta el modelo ARCH (Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva), que permite modelar la volatilidad de series temporales financieras. Este modelo ha sido fundamental para entender y predecir la volatilidad en los mercados financieros, ofreciendo una herramienta esencial para la gestión del riesgo y la construcción de carteras. Al capturar la variabilidad de la volatilidad a lo largo del tiempo, el modelo ARCH ha permitido a los analistas financieros ajustar sus expectativas de riesgo de manera más precisa y gestionar mejor las fluctuaciones del mercado.

Bollerslev (1986) extendió el modelo ARCH de Engle al introducir el modelo GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity), que permite una mayor flexibilidad en la modelización de la volatilidad financiera. Este modelo es ampliamente utilizado para predecir la volatilidad de los activos y gestionar el riesgo en los mercados financieros. Al permitir que tanto los choques pasados como la volatilidad pasada influyan en la volatilidad futura, el modelo GARCH proporciona un marco más robusto y adaptable para analizar y predecir los movimientos del mercado, lo que es esencial para los profesionales de las finanzas que buscan manejar el riesgo de manera efectiva.

Schwert (1989) analiza las causas y las consecuencias de los cambios en la volatilidad del mercado de valores a lo largo del tiempo. Su investigación identifica varios factores económicos y financieros que influyen en la volatilidad del mercado, proporcionando una comprensión más profunda de la dinámica de los precios de los activos y su impacto en la valoración. Schwert examina cómo eventos macroeconómicos, cambios en la política económica, y factores específicos del mercado afectan la volatilidad, ofreciendo una perspectiva integral sobre las fuerzas que impulsan las fluctuaciones del mercado de valores. Este análisis es crucial para los inversores y gestores de carteras, ya que una mejor comprensión de las causas de la volatilidad puede llevar a estrategias de gestión de riesgos más efectivas y a una toma de decisiones más informada.

3.4. Liquidez

Amihud y Mendelson (1986) investigaron cómo el spread bid-ask afecta la valuación de los activos. Encontraron que los activos con spreads más amplios tienden a ofrecer mayores retornos para compensar a los inversores por la menor liquidez. Su estudio destaca la importancia de la liquidez en la valuación de activos y su impacto en los rendimientos esperados. Este análisis es crucial para los inversores y gestores de carteras, ya que entender cómo la liquidez afecta la valoración de activos puede ayudar en la toma de decisiones de inversión y la gestión del riesgo.

Pástor y Stambaugh (2003) desarrollaron un modelo que muestra cómo el riesgo de liquidez influye en los retornos esperados de las acciones. Descubrieron que las acciones con mayor riesgo de liquidez tienden a ofrecer retornos más altos,

proporcionando una prima de riesgo de liquidez significativa en el mercado. Este modelo es vital para los profesionales financieros, ya que ofrece una comprensión más profunda de la dinámica entre la liquidez y los rendimientos, ayudando a los inversores a ajustar sus estrategias de inversión para optimizar los rendimientos ajustados por riesgo.

Kyle (1985) presenta un modelo teórico que explica cómo la información asimétrica y la liquidez afectan el comportamiento de los precios en los mercados financieros. Su trabajo es fundamental para entender la dinámica de la liquidez y su impacto en la formación de precios y la eficiencia del mercado. El modelo de Kyle destaca cómo los operadores informados pueden influir en los precios, y cómo la presencia de información asimétrica puede aumentar el costo de la liquidez.

Hasbrouck (2009) investiga los costos de negociación y su relación con los retornos de las acciones en el mercado estadounidense. Utilizando datos diarios, estima los costos efectivos de transacción y su impacto en la liquidez del mercado. Su estudio proporciona una comprensión detallada de los costos de liquidez y su influencia en los retornos de las inversiones, destacando la importancia de considerar estos costos al evaluar el rendimiento neto de las estrategias de inversión.

Harris (1990) explora cómo la liquidez, las reglas de negociación y los sistemas de negociación electrónicos afectan el comportamiento del mercado. Su investigación subraya la importancia de la infraestructura del mercado y las regulaciones en la provisión de liquidez y la eficiencia del mercado financiero, mostrando que cambios en las reglas y la tecnología pueden tener efectos significativos en la dinámica de los precios y la accesibilidad del mercado.

3.5. Relación entre valoración, volatilidad y liquidez

Hameed et al. (2010) examinan la relación entre la liquidez del mercado y la volatilidad de los precios. Encuentran que una menor liquidez del mercado está asociada con una mayor volatilidad de los precios, lo que sugiere que la liquidez es un factor clave en la estabilidad de los mercados financieros. Su análisis resalta cómo la falta de liquidez puede amplificar las fluctuaciones de precios, aumentando el riesgo y la incertidumbre para los inversores. Este hallazgo es crucial para la gestión del riesgo y para el diseño de políticas que promuevan la estabilidad del mercado.

Brunnermeier y Pedersen (2009) analizan la interacción entre la liquidez del mercado y la liquidez de financiamiento. Su estudio muestra cómo la escasez de liquidez de financiamiento puede afectar negativamente la liquidez del mercado, exacerbando las caídas del mercado y aumentando la volatilidad. Este trabajo subraya la importancia de la liquidez de financiamiento en la estabilidad de los mercados financieros, destacando cómo la interdependencia entre estos dos tipos de liquidez puede provocar espirales de liquidez en tiempos de crisis. La integración de la liquidez de financiamiento en el análisis de la liquidez del mercado proporciona una visión más completa y realista de los factores que pueden desencadenar y amplificar las crisis financieras.

Acharya y Pedersen (2005) exploran cómo el riesgo de liquidez afecta la valoración de los activos. Proponen un modelo que integra la liquidez y el riesgo de liquidez en la valoración de activos, mostrando que los activos con mayor riesgo de liquidez deben ofrecer mayores retornos esperados para compensar a los inversores. Su trabajo destaca la interdependencia entre la liquidez y la valoración de los activos, subrayando que la consideración del riesgo de liquidez es crucial para una valoración precisa y para la formulación de estrategias de inversión eficaces.

Baker y Stein (2004) estudian cómo la liquidez del mercado puede ser un indicador de la exuberancia irracional en los mercados financieros. Su investigación muestra que una alta liquidez puede ser un signo de sobrevaloración en los mercados de activos, sugiriendo que los inversores deben ser cautelosos en períodos de liquidez excesiva. La relación entre la liquidez y la sobrevaloración proporciona una perspectiva crítica para los inversores, ya que una alta liquidez puede no siempre ser un indicador positivo y puede, en cambio, señalar un riesgo de corrección en los precios de los activos.

Chordia et al. (2001) examinan la relación entre la liquidez del mercado y la actividad de negociación. Encuentran que una mayor actividad de negociación generalmente mejora la liquidez del mercado, reduciendo los costos de transacción y mejorando la eficiencia del mercado. Su investigación proporciona evidencia empírica sobre la dinámica entre la actividad de negociación y la liquidez del mercado, sugiriendo que mercados más activos pueden ofrecer mejores condiciones para los inversores debido a la reducción de los costos de transacción y la mayor disponibilidad de contrapartes.

CAPÍTULO IV: VARIABLES E HIPOTESIS DE LA INVESTIGACIÓN

En este capítulo se presentan y analizan los resultados obtenidos a partir del análisis econométrico de los datos recolectados. Los hallazgos sugieren que existe una relación significativa entre la concentración de propiedad y la liquidez empresarial, aunque esta relación no es completamente consistente en todas las situaciones analizadas. Se discuten los aspectos más relevantes de los resultados, incluyendo la validación parcial de la hipótesis principal. Estos hallazgos abren la puerta a nuevas preguntas sobre las dinámicas internas de las empresas y su relación con el mercado, lo que invita a una mayor profundización en futuras investigaciones.

4.1. Variables

En el ámbito de la investigación, es importante comprender el papel de las variables dependientes e independientes, las mismas que constituyen elementos fundamentales en la construcción y validación del modelo teórico que sustenta nuestra investigación. La relación de ambas variables permite establecer conexiones de causa y efecto, para poder definir como un factor influye en el comportamiento del otro.

Tabla 4.1

Variable independiente y variables dependientes

Variable Independiente	Variables dependientes
Concentración de propiedad	Liquidez Volatilidad Valoración

Fuente: Elaboración propia

4.1.1. Independientes

La concentración de propiedad es un factor clave en la dinámica de los mercados de valores y puede tener un impacto significativo en la liquidez de las acciones. En el estudio "Ownership concentration and stock liquidity in the Brazilian stock market", Pessoa y Silva (2012) examinaron esta relación en la Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) durante el período 2000-2010. Utilizando el índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) como proxy para la concentración de propiedad, calculado para los 10 mayores accionistas, encontraron que una mayor concentración de propiedad generalmente está asociada con una menor liquidez de las acciones. Esto se debe a que los grandes accionistas suelen mantener sus participaciones a largo plazo, reduciendo el volumen de acciones disponibles para el comercio y, por ende, la liquidez.

En el contexto mexicano, el estudio "The impact of ownership concentration on stock market liquidity: Evidence from Mexico" realizado por Coronado y Martínez (2014), analizó el impacto de la concentración de propiedad en la liquidez del mercado de valores mexicano durante el período 2006-2012. En este caso, utilizaron la participación del accionista mayoritario como proxy para la concentración de propiedad. Sus hallazgos sugieren que, similar al caso brasileño, una alta concentración de propiedad tiende a disminuir la liquidez del mercado, ya que la dominancia del accionista mayoritario puede disuadir el comercio activo de las acciones.

En Colombia, García (2018) en su estudio titulado "Vista de Concentración de la propiedad y su efecto sobre la liquidez de las acciones del mercado bursátil colombiano, periodo 2010-2016" publicado en la Revista Finanzas y Política Económica, exploró esta relación en la Bolsa de Valores de Colombia (BVC) durante el período 2010-2016. García empleó tres proxies diferentes para medir la concentración de propiedad y encontró una relación inversa entre la concentración de propiedad y la liquidez de las acciones, reafirmando la idea de que la concentración significativa de propiedad puede limitar la disponibilidad de acciones para el comercio y, por lo tanto, reducir la liquidez.

En el presente estudio sobre la Bolsa de Valores de Lima (BVL), se considera como proxy de concentración de propiedad la participación acumulada del principal accionista. Esta elección se debe a las particularidades del mercado bursátil peruano, donde el principal accionista tiende a concentrar la mayoría de las acciones en la mayoría de las compañías. En contraste, los segundos, terceros, cuartos y quintos principales accionistas no suelen tener un porcentaje de participación tan significativo. Esta estructura de propiedad puede influir notablemente en la liquidez de las acciones, ya que la concentración en un solo accionista principal reduce la cantidad de acciones disponibles para el comercio, afectando la liquidez del mercado.

4.1.2. Dependientes

La liquidez es una variable dependiente crucial en el análisis de mercados financieros, ya que se refiere a la facilidad con la que una acción puede ser comprada o vendida en el mercado sin afectar su precio. Medir la liquidez de manera precisa es esencial para entender la dinámica del mercado y para la toma de decisiones de inversión informadas. Dos medidas comúnmente utilizadas en la investigación sobre la bolsa de valores son el spread bid-ask y el volumen de negociación.

El spread bid-ask es la diferencia entre el precio de compra (bid) y el precio de venta (ask) de una acción. Un spread más pequeño indica una mayor liquidez, ya que hay menos diferencia entre lo que los compradores están dispuestos a pagar y lo que los vendedores están pidiendo. Esto facilita la ejecución de transacciones a precios cercanos al mercado, reduciendo los costos de transacción y mejorando la eficiencia del mercado. Amihud y Mendelson (1986) demostraron que los activos con spreads más pequeños tienden a ser más líquidos, lo que reduce el riesgo para los inversores y puede influir positivamente en la valoración de los activos.

El volumen de negociación se refiere al número total de acciones negociadas durante un período específico. Un volumen de negociación alto generalmente indica una mayor liquidez, ya que sugiere que hay muchos participantes en el mercado dispuestos a comprar y vender acciones. Un alto volumen de negociación facilita la ejecución de órdenes grandes sin afectar significativamente el precio de las acciones, lo que es crucial para inversores institucionales y grandes traders. Hasbrouck (2009) investigó los costos de negociación y encontró que un mayor volumen de negociación está asociado con menores costos de transacción y mayor liquidez del mercado, lo que contribuye a una mejor formación de precios y a la eficiencia del mercado.

Ratio de liquidez de Amihud: Una medida que relaciona el impacto del volumen de negociación en el precio de las acciones, calculada como el promedio diario del ratio absoluto de los retornos al volumen de negociación diario (Amihud, 2002).

Índice de liquidez en Bolsa: Evalúa qué tan frecuentemente se realizan transacciones de un valor. Un valor con un índice alto tiene transacciones frecuentes, indicando alta liquidez (Economática, 2024)

En la presente investigación se ha seleccionado el índice de liquidez en Bolsa. Esta elección se fundamenta en varias razones. En primer lugar, este índice proporciona una medida más completa de la liquidez al considerar tanto la frecuencia de las transacciones como el volumen de dinero negociado. En segundo lugar, su cálculo es relativamente sencillo y los datos necesarios suelen estar disponibles en bases de datos comerciales. Por último, al considerar el contexto de este estudio y las características de la muestra, se considera que el índice de liquidez en Bolsa es la métrica más adecuada

para capturar la dinámica de la liquidez en el mercado analizado. A diferencia del ratio de Amihud, que se centra principalmente en el impacto del volumen en la volatilidad de los precios, el índice de liquidez en Bolsa ofrece una visión más amplia de la facilidad con la que se pueden ejecutar las transacciones.

La fórmula se muestra a continuación:

$$\text{Liquidez en la bolsa} = 100 * \frac{p}{P} * \text{sqrt} \left(\frac{n}{N} * \frac{v}{V} \right)$$

donde:

p = Número de días en que hubo por lo menos un negocio con la acción dentro del periodo escogido

P = Número total de días del periodo escogido

n = Número de negocios con la acción dentro del periodo escogido

N = Número de negocios con todas las acciones dentro del periodo escogido

v = Volumen de dinero con la acción dentro del periodo escogido

V = Volumen de dinero con todas las acciones dentro del periodo escogido

La volatilidad es una variable dependiente clave en el análisis financiero que mide la variabilidad del precio de las acciones de una empresa a lo largo del tiempo. Es una medida crucial del riesgo asociado con la inversión en la bolsa de valores, ya que refleja el grado de incertidumbre o riesgo de los cambios en los precios de las acciones. Las formas comunes de medir la volatilidad incluyen la desviación estándar de los retornos y el coeficiente beta.

La desviación estándar de los retornos (σ) es una medida estadística que calcula la variabilidad de los precios de las acciones de una empresa sobre un período específico. Esta métrica indica cuánto se desvían los retornos de las acciones respecto a su media, proporcionando una medida directa de la volatilidad. Engle (1982) introdujo el modelo ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) que permite modelar y prever la volatilidad de series temporales financieras. El uso de la desviación estándar como medida de volatilidad es fundamental para evaluar el riesgo de las inversiones y para el diseño de estrategias de gestión de riesgos.

El coeficiente beta (β) es otra medida importante de la volatilidad, que compara la volatilidad de una acción en relación con el mercado en general. Una beta mayor que uno indica que la acción es más volátil que el mercado, mientras que una beta menor que uno sugiere menor volatilidad relativa al mercado. Black y Scholes (1973) desarrollaron el modelo de valoración de opciones, que utiliza la beta para ayudar a estimar el riesgo asociado con las acciones y opciones. La beta es crucial para los inversores y gestores de carteras, ya que les permite evaluar el riesgo sistemático de una acción en comparación con el mercado en su conjunto.

Modelo GARCH: Un modelo econométrico utilizado para predecir la volatilidad futura basado en datos históricos, proporcionando una medida dinámica de la volatilidad (Bollerslev, 1986).

Para la presente investigación se considerará el uso de la desviación estándar de los retornos semanales, considerando que es la técnica comúnmente más usada y que se cuenta con accesibilidad a los recursos para poder determinarla. La fórmula se muestra a continuación:

$$\begin{aligned} \text{Volatilidad} &= \text{Volatilidad Anualizada} \\ &= \text{Desviación estandar (Rendimientos semanal)} * \sqrt{52} \end{aligned}$$

La valoración es una variable dependiente crucial que se refiere al valor de mercado de una empresa, determinado a través de diversas metodologías. En el contexto de una tesis sobre la bolsa de valores, esta variable puede ser medida utilizando varios indicadores clave:

Precio de la acción: Este es el precio de cierre diario de las acciones de la empresa, reflejando la percepción del mercado sobre el valor de la empresa en un momento específico. Según Damodaran (2012), el precio de la acción es un indicador fundamental que proporciona una medida inmediata y accesible de la valoración de una empresa en el mercado. El seguimiento del precio de cierre diario permite a los analistas y los inversores evaluar las fluctuaciones en la valoración de la empresa a lo largo del tiempo.

Valor de mercado: Este se calcula como el producto del precio de la acción y el número total de acciones en circulación. El valor de mercado proporciona una medida agregada del valor de la empresa en el mercado, ofreciendo una perspectiva más amplia

de la valoración total de la empresa. Esta métrica es esencial para comparaciones entre empresas de diferentes tamaños y para evaluar la importancia relativa de una empresa dentro de un sector o mercado.

Valor contable por acción: Este indicador se obtiene dividiendo el valor neto de los activos de la empresa por el número de acciones en circulación. Penman (2010) destaca la importancia del valor contable por acción para comparar el valor de mercado con el valor contable de la empresa. Esta comparación puede revelar si una empresa está sobrevalorada o infravalorada en relación con su base de activos netos.

Relación precio-beneficio (PER): Esta relación compara el precio de la acción con los beneficios por acción, representando la valoración que se le da a una compañía respecto a su capacidad para generar beneficios. La PER es una métrica ampliamente utilizada para evaluar si una acción está cara o barata en comparación con sus beneficios. Un PER alto puede indicar altas expectativas de crecimiento futuro, mientras que un PER bajo puede sugerir lo contrario.

Para esta investigación, se considera el ratio precio-beneficio (PER) calculado al cierre de cada año (Capitalización bursátil / Beneficio neto) como el indicador más relevante para cuantificar la valoración de las compañías. Este enfoque permite evaluar cómo han cambiado las expectativas del mercado sobre las compañías en función de sus resultados financieros anuales. Al realizar el cálculo a fin de año, se asegura que tanto la capitalización bursátil como el beneficio neto reflejan el desempeño de las compañías, lo que proporciona una visión completa de su valoración en ese período, cuya fórmula se muestra a continuación:

Fórmula:

$$\text{Valorización} = \text{PER} = \frac{\text{Precio de la acción}}{\text{Beneficios por acción (EPS)}} = \frac{\text{Capitalización Bursatil}}{\text{Beneficio neto}}$$

Donde:

Capitalización bursátil: Es el valor total de las acciones de una compañía en el mercado. Se calcula multiplicando el número de acciones en circulación por el precio de la acción.

Beneficio neto: Corresponde a las ganancias netas de la compañía en el transcurso del ejercicio.

4.2. Planteamiento de la hipótesis 1

Hipótesis General:

- H0: El nivel de concentración de la propiedad accionaria no tiene un efecto significativo sobre la liquidez de las acciones de una empresa que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: El nivel de concentración de la propiedad accionaria tiene un efecto negativo y significativo sobre la liquidez de las acciones de una empresa que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima.

Hipótesis por sector:

Sector Minería:

- H0: El nivel de concentración accionaria no afecta significativamente la liquidez de las acciones de las empresas del sector Minería que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración accionaria, disminuye significativamente la liquidez de las acciones de las empresas del sector Minería que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

Sector Finanzas y Seguros:

- H0: El nivel de concentración accionaria no afecta significativamente la liquidez de las acciones de las empresas del sector Finanzas y Seguros que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración accionaria, disminuye significativamente la liquidez de las acciones de las empresas del sector Finanzas y Seguros que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

Sector Agricultura:

- H0: El nivel de concentración accionaria no afecta significativamente la liquidez de las acciones de las empresas del sector Agricultura que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración accionaria, disminuye significativamente la liquidez de las acciones de las empresas del sector Agricultura que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

Sector Energía Eléctrica:

- H0: El nivel de concentración accionaria no afecta significativamente la liquidez de las acciones de las empresas del sector Energía Eléctrica que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración accionaria, disminuye significativamente la liquidez de las acciones de las empresas del sector Energía Eléctrica que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

4.3. Planteamiento de la hipótesis 2

Hipótesis General:

- H0: El nivel de concentración de la propiedad accionaria no tiene un efecto significativo sobre la volatilidad de las acciones de una empresa que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración de la propiedad accionaria, aumenta significativamente la volatilidad de las acciones de una empresa que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima.

Hipótesis por sector:

Sector Minería:

- H0: El nivel de concentración de propiedad accionaria no afecta significativamente la volatilidad de las acciones de las empresas del sector Minería que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

- H1: A mayor concentración de propiedad accionaria, aumenta significativamente la volatilidad de las acciones de las empresas del sector Minería que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

Sector Finanzas y Seguros:

- H0: El nivel de concentración de propiedad accionaria no afecta significativamente la volatilidad de las acciones de las empresas del sector Finanzas y Seguros que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración de propiedad accionaria, aumenta significativamente la volatilidad de las acciones de las empresas del sector Finanzas y Seguros que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

Sector Agricultura:

- H0: El nivel de concentración de propiedad accionaria no afecta significativamente la volatilidad de las acciones de las empresas del sector Agricultura que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración de propiedad accionaria, aumenta significativamente la volatilidad de las acciones de las empresas del sector Agricultura que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

Sector Energía Eléctrica:

- H0: El nivel de concentración de propiedad accionaria no afecta significativamente la volatilidad de las acciones de las empresas del sector Energía Eléctrica que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración de propiedad accionaria, aumenta significativamente la volatilidad de las acciones de las empresas del sector Energía Eléctrica que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

4.4. Planteamiento de la hipótesis 3

Hipótesis General:

- H0: El nivel de concentración de la propiedad accionaria no tiene un efecto significativo sobre la valoración de una empresa que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración de la propiedad accionaria, disminuye significativamente la valoración de una empresa que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima.

Hipótesis por sector:

Sector Minería:

- H0: El nivel de concentración de propiedad accionaria no afecta significativamente la valoración de las empresas del sector Minería que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración de propiedad accionaria, disminuye significativamente la valoración de las empresas del sector Minería que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

Sector Finanzas y Seguros:

- H0: El nivel de concentración de propiedad accionaria no afecta significativamente la valoración de las empresas del sector Finanzas y Seguros que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración de propiedad accionaria, disminuye significativamente la valoración de las empresas del sector Finanzas y Seguros que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

Sector Agricultura:

- H0: El nivel de concentración de propiedad accionaria no afecta significativamente la valoración de las empresas del sector Agricultura que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

- H1: A mayor concentración de propiedad accionaria, disminuye significativamente la valoración de las empresas del sector Agricultura que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.

Sector Energía Eléctrica:

- H0: El nivel de concentración de propiedad accionaria no afecta significativamente la valoración de las empresas del sector Energía Eléctrica que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima.
- H1: A mayor concentración de propiedad accionaria, disminuye significativamente la valoración de las empresas del sector Energía Eléctrica que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima

CAPÍTULO V: ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

El capítulo analiza datos de la Bolsa de Valores de Lima (2010-2023) en los sectores de minería, finanzas, seguros, agricultura y energía eléctrica. Se observa una creciente concentración de propiedad, especialmente en minería y energía eléctrica, con finanzas manteniendo niveles altos y estables. La liquidez ha disminuido en minería y agricultura, pero es estable en finanzas y energía eléctrica. La volatilidad es mayor en minería, influenciada por factores externos, mientras que finanzas muestran estabilidad. En cuanto a valoración, el ratio Precio/Beneficio (PER) refleja una recuperación en minería y energía, aunque finanzas muestran fluctuaciones.

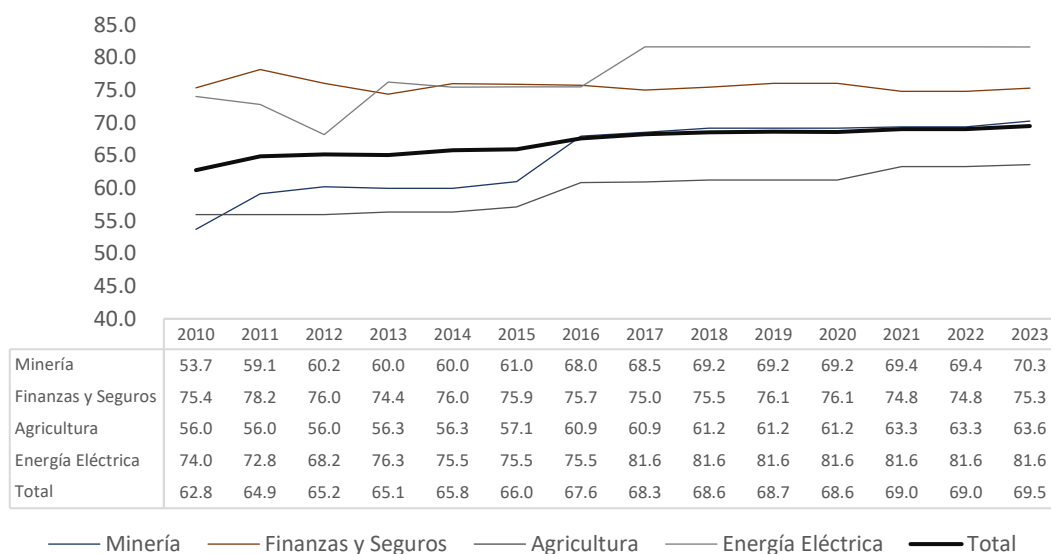
5.1. Concentración de propiedad

El análisis de la concentración de propiedad por sector económico, en el período comprendido entre 2010 y 2023, ofrece varias observaciones importantes que contribuyen a entender la relación entre la estructura de propiedad y el rendimiento de las acciones. Es probable que una alta concentración de propiedad permita una mayor capacidad de gestión estratégica, lo que puede traducirse en un rendimiento de acciones más estable. A continuación, se muestran los principales hallazgos:

Porcentaje de propiedad del accionista principal: Como se observa en la figura 5.1, existe una tendencia general hacia una mayor concentración en minería y energía eléctrica, mientras que finanzas y seguros mantienen altos niveles de concentración de manera estable, y agricultura presenta una concentración más moderada.

Figura 5.1

Porcentaje de propiedad del accionista principal

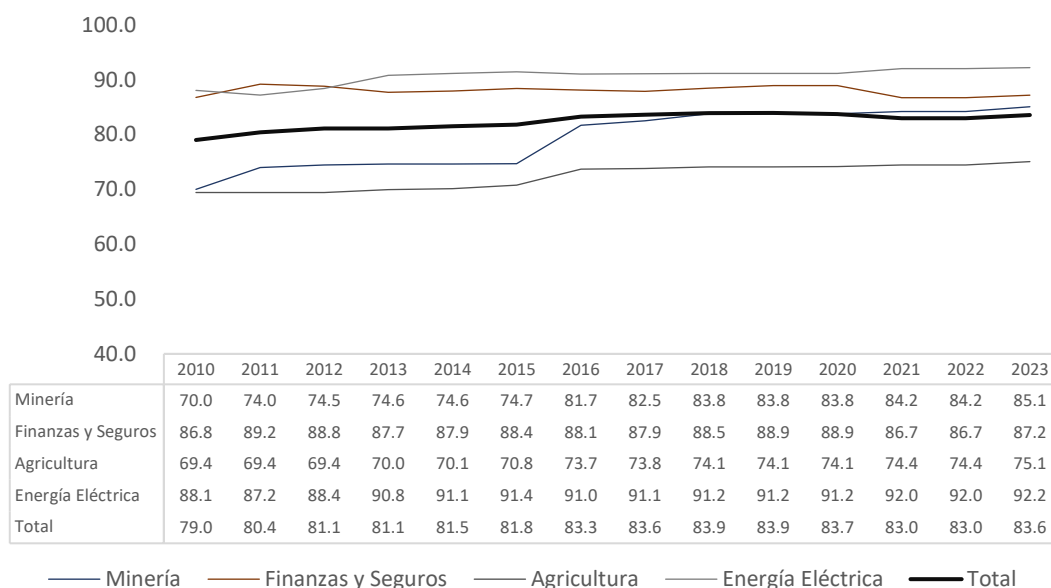


Fuente: Económica 2024.Elaboración Propia.

Porcentaje de propiedad de los tres accionistas principales: Se observa una tendencia general hacia una alta concentración en los sectores de finanzas y seguros y energía eléctrica, mientras que minería también muestra una creciente concentración, y agricultura mantiene niveles de concentración más moderados y estables.(ver Figura 5.2).

Figura 5.2

Porcentaje de propiedad de los tres accionistas principales

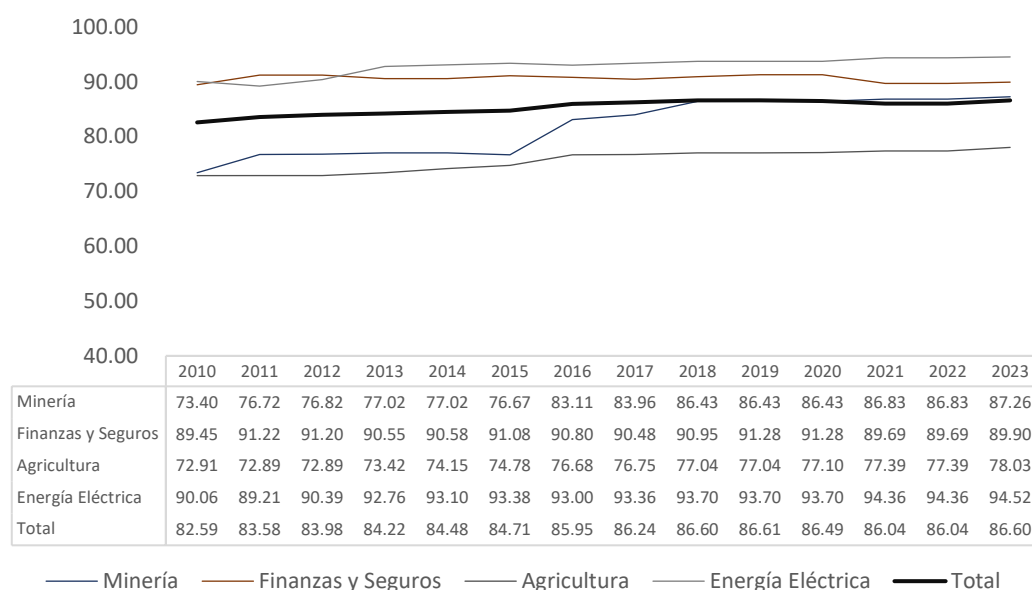


Fuente: Económica 2024. Elaboración Propia.

Porcentaje de propiedad de los cinco accionistas principales: Se observa una alta concentración en los sectores de finanzas y seguros y energía eléctrica, mientras que el sector minero también muestra una creciente concentración. El sector agrícola mantiene niveles de concentración más moderados y estables (ver Figura 5.3).

Figura 5.3

Porcentaje de propiedad de los cinco accionistas principales



Fuente: Economática 2024. Elaboración Propia.

Este análisis considera tres escenarios de concentración: un solo accionista, los tres principales accionistas y los cinco principales accionistas. A lo largo del período analizado, se observa una tendencia general al incremento de la concentración de propiedad en la mayoría de los sectores económicos. Tanto la concentración de un solo accionista como la de los tres y cinco principales accionistas muestran un aumento en su participación en la propiedad de las corporaciones.

5.2. Liquidez en bolsa

Como se observa en la figura 5.4, para analizar la liquidez desde 2010 hasta 2023, podemos observar las tendencias en cada sector y en el total general:

Minería: La liquidez ha mostrado una tendencia decreciente desde 2010 (0.93) hasta 2019 (0.31), con algunas fluctuaciones en los últimos años, alcanzando 0.39 en 2023.

Finanzas y Seguros: Este sector muestra una liquidez relativamente estable, con pequeñas variaciones. Comenzó en 0.07 en 2010 y terminó en 0.06 en 2023, con un pico de 0.12 en 2018.

Agricultura: La liquidez en agricultura ha disminuido significativamente de 0.21 en 2010 a 0.07 en 2023. Este sector ha tenido la menor liquidez comparado con los demás sectores.

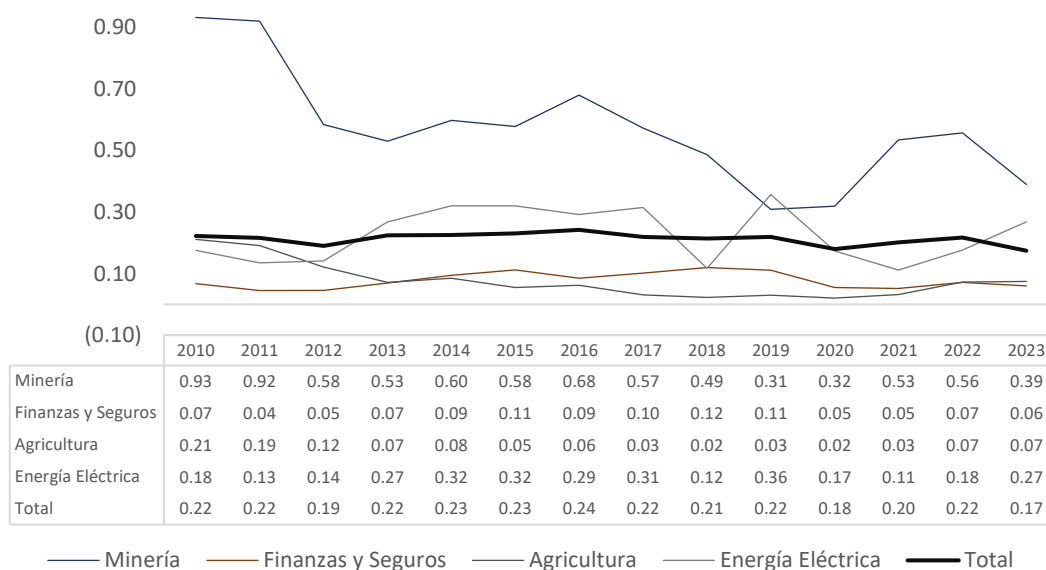
Energía Eléctrica: Este sector ha tenido fluctuaciones notables, con un incremento significativo en 2014 (0.32) y una caída en 2018 (0.12), pero recuperándose a 0.27 en 2023.

Total: La liquidez total en la bolsa ha sido relativamente estable, fluctuando ligeramente alrededor de 0.22, pero ha mostrado una disminución ligera en los últimos años, alcanzando 0.17 en 2023.

La tendencia general parece ser una ligera disminución en la liquidez total en la bolsa a lo largo del período analizado.

Figura 5.4

Liquidez desde 2010 hasta 2023



Fuente: Economática 2024. Elaboración Propia.

5.3. Volatilidad

Como se observa en la figura 5.5, se analizó la volatilidad considerando variaciones mensuales, la minería es el sector con mayor volatilidad en comparación con finanzas y seguros, agricultura y energía eléctrica, las fluctuaciones en la minería pueden estar relacionadas con la naturaleza del sector, que está influenciado por los precios

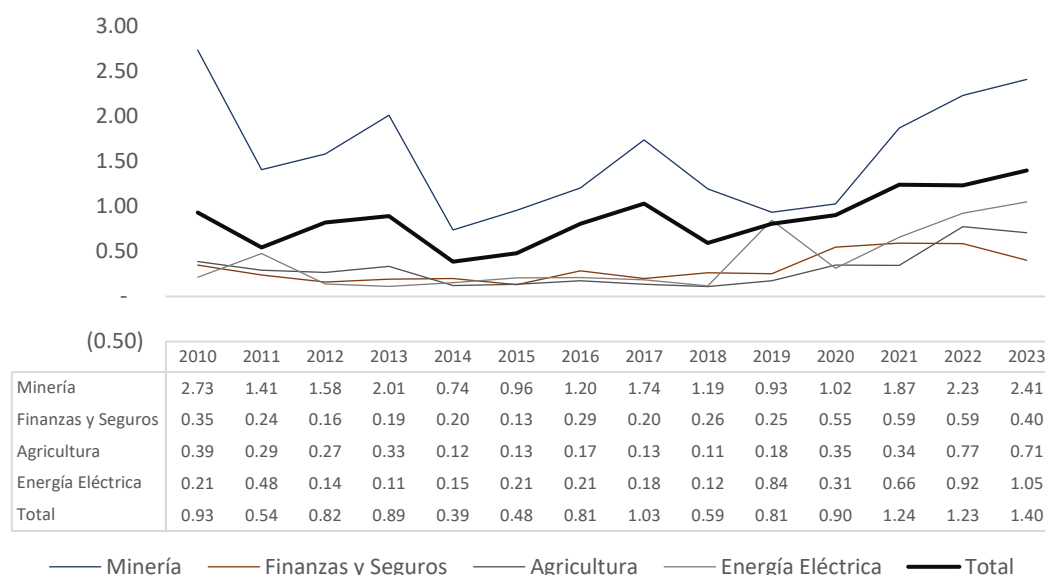
internacionales de los metales y otros minerales, así como por las condiciones geopolíticas y económicas globales.

La estabilidad en el sector de finanzas y seguros puede reflejar un mercado más maduro y menos susceptible a grandes fluctuaciones en comparación con los otros sectores.

Agricultura y Energía Eléctrica muestran tendencias al alza en la volatilidad hacia el final del período analizado, lo que podría sugerir una mayor incertidumbre en estos sectores en los últimos años.

Figura 5.5

Volatilidad del mercado



Fuente: Economática 2024. Elaboración Propia.

5.4. Valoración:

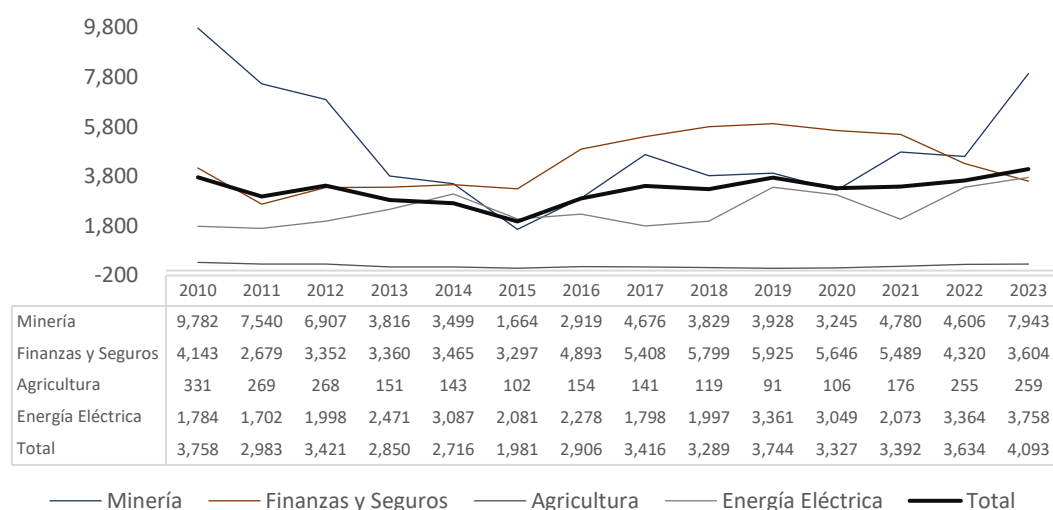
Como se observa en la figura 5.6, en este punto manejaremos el ratio Precio/Beneficio (PER), que se utiliza para evaluar la relación entre el precio de las acciones de una empresa y su beneficio neto. La capitalización bursátil y el beneficio neto también son elementos clave en este análisis, ya que proporcionan una visión clara de cómo el mercado valora las ganancias generadas por la compañía.

Capitalización Bursátil: La capitalización bursátil ha aumentado de manera general desde 2010 hasta 2023, ha habido un crecimiento desde los 3,758 en 2010 a

4,093 en 2023, con fluctuaciones en el camino. El aumento en la capitalización refleja la recuperación y el crecimiento en algunos sectores clave, como minería y energía eléctrica.

Figura 5.6

Capitalización Bursátil



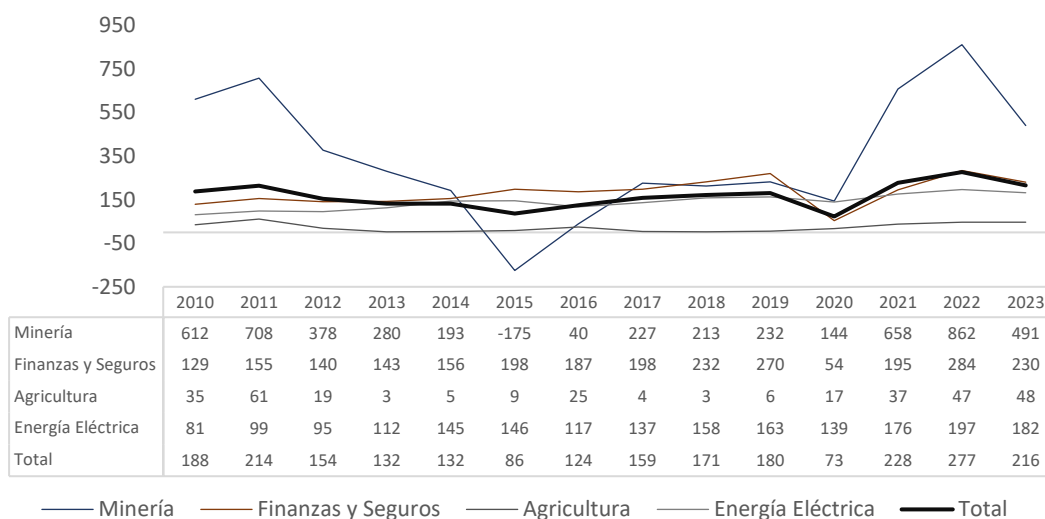
Fuente: Economática 2024. Elaboración Propia.

Beneficio neto: Como se observa en la figura 5.7, el beneficio muestra una tendencia general de crecimiento, aunque con algunas fluctuaciones. El crecimiento en el beneficio neto total puede estar impulsado por el desempeño positivo de algunos sectores, como Finanzas y Seguros, a pesar de las fluctuaciones en otros sectores como la Minería.

La Minería y Finanzas y Seguros son los sectores con la mayor volatilidad, lo que podría indicar una sensibilidad a cambios económicos o de mercado. Agricultura y Energía Eléctrica muestran una mayor estabilidad en el beneficio neto, lo que podría ser indicativo de sectores menos volátiles.

Figura 5.7

Beneficio neto



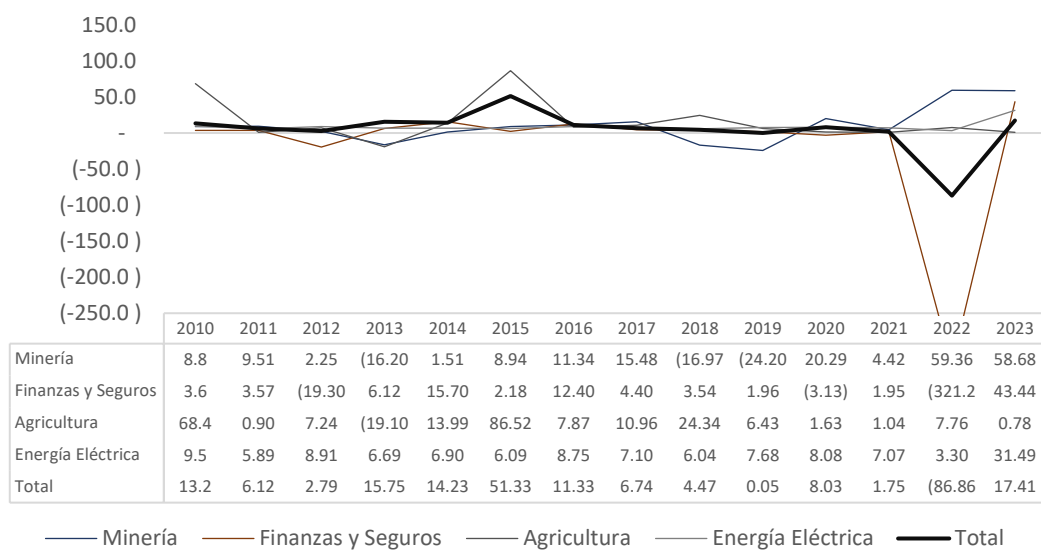
Fuente: Económica 2024. Elaboración Propia.

Indicador PER: Como se observa en la figura 5.8, el análisis del PER de los sectores Minería, Finanzas y Seguros, Agricultura y Energía Eléctrica revela variaciones significativas en su valoración a lo largo de los años. La Minería y la Energía Eléctrica han mostrado una recuperación notable, con valores altos en los últimos años, indicando una mejora en la percepción del mercado. En contraste, Finanzas y Seguros han experimentado alta volatilidad, con un PER extremadamente negativo en 2022, mientras que la Agricultura ha visto una disminución en su valoración.

En 2022, la inestabilidad financiera global fue una consecuencia residual de la pandemia de COVID-19, durante la cual los inversores se esforzaron por evaluar los efectos a largo plazo de la crisis sanitaria en la economía mundial.

Figura 5.8

Indicador PER



Fuente: Económica 2024. Elaboración Propia.

CAPÍTULO VI: MARCO METODOLÓGICO

Este capítulo presenta el enfoque metodológico de la investigación, basado en un diseño cuantitativo y correlacional. El objetivo es medir y analizar datos numéricos para identificar relaciones entre la concentración de propiedad y variables como la liquidez, volatilidad y valoración de acciones en la Bolsa de Valores de Lima (BVL) durante el periodo 2010-2023. Se utiliza un diseño no experimental y ex post facto, lo que implica el análisis de datos históricos sin manipular las variables. La investigación emplea datos preexistentes de todas las acciones listadas en la BVL, obtenidos de fuentes confiables como informes financieros y registros oficiales. Este enfoque permite evaluar patrones y tendencias, asegurando la precisión y validez de los resultados obtenidos, lo que contribuye a un análisis riguroso de las relaciones entre las variables de estudio.

6.1. Enfoque de investigación

La presente investigación se enmarca en un enfoque cuantitativo, porque es un método de recopilación y de análisis de datos numéricos. Busca medir, cuantificar variables, relaciones y patrones a través de técnicas estadísticas y matemáticas, para así establecer relaciones o de correlación entre las variables.

6.2. Tipo de investigación

La tesis que busca el “Análisis y correlación de la concentración de la propiedad accionaria, con liquidez, volatilidad y valoración de acciones, por sector económico, en la Bolsa de Valores de Lima en el periodo 2010-2023” es correlacional, se basa en el análisis de datos preexistentes para identificar patrones y tendencias que sugieran la existencia de una relación entre las variables.

6.3. Diseño de investigación

El diseño de la investigación es no experimental – ex post facto, no experimental porque este estudio no implica la manipulación de las variables ni la observación de los eventos en tiempo real. Se basa en el análisis de datos preexistentes sobre la concentración de la propiedad, la liquidez y volatilidad de las acciones, así como la valoración de las compañías, recopilados de fuentes confiables como la Bolsa de Valores de Lima, la Superintendencia de Valores, informes financieros de las empresas, entre otros.

Ex post facto, porque se centra en el análisis de datos históricos sobre variables que ya han ocurrido, en este caso durante el período 2010-2023, no busca establecer relaciones causales entre las variables, sino identificar la fuerza y dirección de la asociación que existió entre ellas en el pasado.

6.4. Población

La población de estudio comprende la totalidad de las acciones listadas en las Bolsas de Valores de Lima, Perú.

6.5. Muestra

Con el objetivo de asegurar la calidad de los datos utilizados en este estudio, se ha recurrido a la base de datos de Economática. Esta plataforma, ampliamente utilizada en el ámbito académico y profesional, proporciona acceso a una amplia variedad de indicadores financieros anuales, incluyendo precios de cierre, volúmenes de negociación y datos históricos de índices bursátiles. La elección de Economática se fundamenta en su capacidad para ofrecer datos históricos anuales de alta calidad, lo que ha sido crucial para capturar la dinámica a largo plazo de la liquidez, volatilidad y valoración en el mercado peruano.

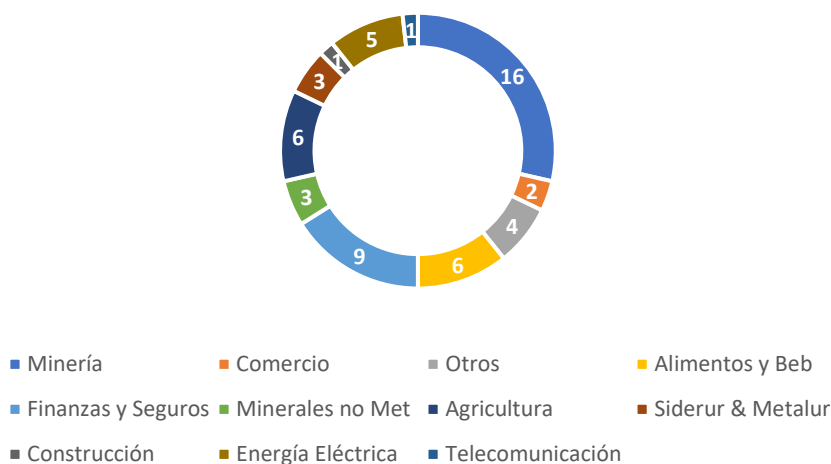
Como se observa en la figura 6.9, se evidencio la presencia de 238 compañías en la Bolsa de Valores de Lima desde el año 2010 al año 2023. No obstante, muchas de ellas no contaban con información completa o tenían una actividad reducida durante el periodo de estudio, por lo que se evidenciaba nula liquidez y volatilidad de sus acciones. De esta forma, se optó por seleccionar, en una primera instancia, solo a aquellas que tengan un nivel de operación y actividad significativa, considerando como requisito cumplir con la siguiente ecuación:

$$\frac{\text{Número de día en que las acciones fueron negociadas al menos una vez}}{\text{Número total de días del periodo de estudio}} \geq 15\%$$

De esta forma se obtuvo 57 compañías que cumplieran con este primer requisito. Los sectores a los cuales pertenecían estas compañías se muestran a continuación:

Figura 6.9

Distribución por sector de las compañías con presencia mayor del 15%



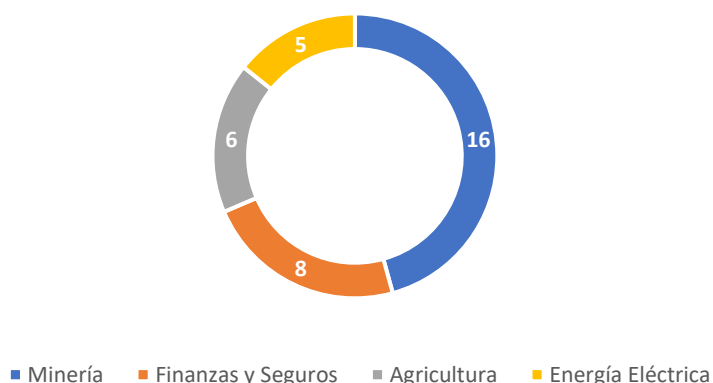
Fuente: Economática 2024. Elaboración Propia.

Una vez obtenida la distribución por sector económico, se consideró apropiado no tomar en cuenta dentro del análisis industrias con poca presencia en la BVL, ya que al haber reducida data disponible podría generar que se llegue a inferencias y resultados poco confiables. Asimismo, dentro del sector de “Alimentos y Bebidas” se encuentran compañías cuyo riesgo operativo varía en gran medida entre cada una de ellas, por lo que también se consideró pertinente excluir este sector del análisis.

Aun así, no todas estas empresas contaban con información acerca de las variables a analizar, por lo que se realizó una segmentación final que considere el hecho de que las compañías seleccionadas deberían de contar con la información completa de las 4 variables que se estarían analizando desde el año 2010 hasta el año 2023, por lo que finalmente se obtuvo una muestra de 35 compañías: 16 compañías mineras, 8 pertenecientes al sector de finanzas y seguros, 6 compañías agrícolas y 5 de energía eléctrica (ver Figura 6.10).

Figura 6.10

Muestra seleccionada por sector económico



Fuente: Economática 2024. Elaboración Propia.

MINERÍA	FINANZAS Y SEGUROS	ENERGÍA ELÉCTRICA	AGRICULTURA
1. Buenaventura	1. Banco BBVA Peru	1. Luz del Sur S.A.	1. Casa Grande S.A.
2. Cia. Poderosa S.A.	2. Intercorp Financial Services Inc.	2. Enel Generación Perú S.A.A.	2. Pomalca S.A.
3. El Brocal	3. Banco de Crédito	3. Enel Distribución Peru S.A.A. (Antes Edelnor)	3. Cartavio S.A.
4. Minera Andina Exploraciones	4. Scotiabank Peru S. A	4. Engie Energía Peru S.A (Antes Enersur S.A.)	4. Tuman S.A.
5. Minera IRL Limited	5. Interbank	5. Hidrandina	5. San Jacinto S.A.A.
6. Minsur	6. Rímac Seguros Y Reaseguros		6. Agroindustrial Laredo S.A. A
7. Nexa Resources Atacocha S.A.A.	7. Grupo Bvl S.A.A. (Antes BVL S.)		
8. Nexa Resources Peru S.A.A.	8. La Positiva Seguros Y Reaseguros S.A.		
9. Quimpac			
10. San Ignacio de Morococha S.A.A			
11. Santa Luisa			
12. Shougang Hierro Peru			
13. Soc.Min.Cerro Verde			
14. Soc.Minera Corona			
15. Southern Peru CC Sp			
16. Volcan			

Fuente: Economática 2024. Elaboración Propia.

6.6. Instrumentos de recolección

La principal fuente de información utilizada en la investigación son las fuentes secundarias. En el ámbito científico, las fuentes secundarias son un eje importante para investigar y comprender diversos fenómenos. A diferencia de la primaria, que recopila información de los datos recopilados, las fuentes secundarias se centran en sintetizar, interpretar y compilar los conocimientos sin procesar de los datos recopilados por especialistas o agencias. Para ello, se han utilizado diversos tipos de fuentes secundarias, cada una con sus propias características y aportes: Datos históricos de transacciones, Informes financieros y memorias anuales, Informes de analistas

bursátiles, Informes regulatorios, Terminales financieras, Artículos académicos y publicaciones.

La combinación de estas fuentes ha permitido construir una base de datos sólida y completa, proporcionando una visión amplia y profunda del comportamiento de las empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima durante el período de estudio. La riqueza de información obtenida a partir de estas fuentes ha sido fundamental para el desarrollo y sustento de la presente investigación.

6.7. Métodos o técnicas de análisis de información

La metodología que se usa en esta investigación para cuantificar la relación entre la concentración de propiedad y la liquidez de las acciones, para el procesamiento y análisis de información es la regresión con datos de panel.

6.7.1. Datos de panel

Los datos de panel, también conocidos como datos longitudinales o datos de series de tiempo cruzadas, se distinguen por su capacidad única de seguir a los mismos individuos a lo largo del tiempo, recopilando múltiples observaciones para cada uno de ellos. Esta característica fundamental los convierte en una herramienta invaluable para el análisis económico y social, permitiendo a los investigadores explorar las complejidades de las relaciones y los comportamientos de una manera más profunda y detallada que otras metodologías.

A diferencia de los datos de corte transversal, que solo capturan un momento específico en el tiempo, los datos de panel revelan la evolución de las variables y las características individuales a lo largo de distintos períodos. Esto permite a los investigadores identificar patrones, tendencias y cambios que podrían pasar desapercibidos en un análisis estático.

Por otro lado, en comparación con las series de tiempo, que solo observan un único individuo o una variable a lo largo del tiempo, los datos de panel amplían la perspectiva al incluir información de múltiples individuos. Esto permite a los investigadores controlar la heterogeneidad entre individuos y aislar los efectos específicos de las variables de interés.

6.7.2. Efectos fijos y efectos aleatorios

En el ámbito de la econometría, los modelos de efectos fijos y efectos aleatorios son dos enfoques comunes para analizar datos de panel. Ambos métodos se utilizan para estudiar cómo evolucionan las variables a lo largo del tiempo, teniendo en cuenta la heterogeneidad individual. Sin embargo, se diferencian en la forma en que tratan esta heterogeneidad.

6.7.3. Modelo de Efectos Fijos

El modelo de efectos fijos es una técnica econométrica fundamental utilizada en el análisis de datos de panel, la cual permite controlar por variables no observadas que pueden estar correlacionadas con las variables explicativas y que varían entre individuos, pero no a lo largo del tiempo. Este modelo es particularmente útil en estudios donde se analizan múltiples entidades (como individuos, empresas, países) a lo largo de varios periodos temporales. Una de las principales ventajas del modelo de efectos fijos es su capacidad para eliminar el sesgo causado por la omisión de variables que no cambian con el tiempo. Al asumir que las características individuales no observadas son constantes a lo largo del tiempo, el modelo de efectos fijos absorbe estos efectos en los términos de intersección específicos de cada unidad de análisis. Esto se logra mediante la inclusión de dummies (variables ficticias) para cada entidad en el modelo, lo que permite capturar las diferencias individuales invariables.

El modelo de efectos fijos controlará estos factores constantes, permitiendo aislar el efecto de la capacitación en el rendimiento. El uso del modelo de efectos fijos es crucial cuando se sospecha que las variables no observadas pueden estar correlacionadas con las variables explicativas. Si se ignoraran estas variables no observadas, el estimador podría estar sesgado y los resultados del análisis no serían fiables. Al controlar estos efectos constantes, el modelo de efectos fijos proporciona estimaciones más precisas y fiables de las relaciones entre las variables explicativas y la variable dependiente.

Además, el modelo de efectos fijos es preferido sobre el modelo de efectos aleatorios cuando existe una razón teórica para creer que las características no observadas son correlacionadas con las variables explicativas. Mientras que el modelo de efectos aleatorios asume que las diferencias individuales no observadas son independientes de las variables explicativas, el modelo de efectos fijos no hace esta

suposición, haciendo que sus estimaciones sean más robustas en presencia de esta correlación. La fórmula general del modelo de efectos fijos es:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \epsilon_{it}$$

donde:

Y_{it} es la variable dependiente para el individuo i en el tiempo t .

α_i es el efecto fijo específico para cada individuo i .

β es el vector de coeficientes.

X_{it} es el vector de variables independientes para el individuo i en el tiempo t .

ϵ_{it} es el término de error.

El principal objetivo del modelo de efectos fijos es eliminar el sesgo causado por la omisión de variables que son constantes en el tiempo, pero varían entre los individuos. Al incluir α_i en el modelo, se capturan todos los efectos inobservables que son constantes para cada individuo, permitiendo una estimación más precisa de β (Wooldridge, 2010).

6.7.4. Modelo de Efectos Aleatorios

El modelo de efectos aleatorios es otro enfoque fundamental para el análisis de datos de panel que, a diferencia del modelo de efectos fijos, asume que las diferencias entre las unidades de análisis (como empresas, países, o individuos) pueden ser modeladas como variables aleatorias. Este modelo supone que los efectos específicos de cada unidad de análisis no están correlacionados con las variables independientes incluidas en el modelo, lo que permite una mayor generalización de los resultados.

En el modelo de efectos aleatorios, los efectos específicos de cada unidad de análisis se tratan como una componente adicional de error que es aleatorio y no correlacionado con las variables explicativas. Esta suposición permite que las estimaciones del modelo utilicen tanto la variación dentro de las unidades (como en el modelo de efectos fijos) como la variación entre unidades. Por tanto, el modelo de efectos aleatorios puede ser más eficiente que el modelo de efectos fijos, ya que hace un uso más completo de la información disponible en los datos. La fórmula general es:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it}$$

donde:

Y_{it} es la variable dependiente para el individuo i en el tiempo t .

α_0 es la intersección común.

β es el vector de coeficientes.

X_{it} es el vector de variables independientes para el individuo i en el tiempo t .

μ_i es el término de error específico para cada individuo i .

ϵ_{it} es el término de error.

El modelo de efectos aleatorios es adecuado cuando se puede asumir que los efectos específicos de cada individuo μ_i no están correlacionados con las variables explicativas X_{it} . Este modelo permite la inclusión de efectos aleatorios que pueden proporcionar inferencias sobre la población en general en lugar de limitarse a los individuos específicos del estudio (Greene, 2012).

6.7.5. Prueba de Hausman

La prueba de Hausman es una herramienta estadística fundamental utilizada para decidir entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios en el análisis de datos de panel. Esta prueba evalúa si los efectos específicos de las unidades de análisis (como empresas, países, individuos) están correlacionados con las variables explicativas del modelo. La hipótesis nula de la prueba de Hausman es que los estimadores del modelo de efectos aleatorios son consistentes y eficientes. Esto significa que no existe correlación entre los efectos individuales no observados y las variables explicativas del modelo, lo que permite utilizar el modelo de efectos aleatorios, que aprovecha tanto la variación dentro de las unidades como la variación entre unidades, proporcionando estimaciones más eficientes.

La hipótesis alternativa es que solo los estimadores del modelo de efectos fijos son consistentes. En este caso, se asume que existe una correlación entre los efectos específicos de las unidades de análisis y las variables explicativas, lo que hace que los estimadores del modelo de efectos aleatorios sean inconsistentes. Si la hipótesis nula es rechazada, se concluye que el modelo de efectos fijos es más adecuado, ya que controla por las variables no observadas que son constantes en el tiempo, pero varían entre las

unidades de análisis. El procedimiento de la prueba de Hausman implica comparar los coeficientes estimados del modelo de efectos fijos con los del modelo de efectos aleatorios. Si las diferencias entre estos coeficientes son sistemáticamente grandes, se rechaza la hipótesis nula a favor de la hipótesis alternativa, indicando que el modelo de efectos fijos es preferible. La estadística de la prueba de Hausman se calcula como:

$$H = (b_{RE} - b_{FE})'[Var(b_{FE}) - Var(b_{RE})]^{-1}(b_{RE} - b_{FE})$$

donde:

b_{RE} son los coeficientes del modelo de efectos aleatorios.

b_{FE} son los coeficientes del modelo de efectos fijos.

$Var(b_{FE})$ es la matriz de varianza-covarianza de los estimadores del modelo de efectos fijos.

$Var(b_{RE})$ es la matriz de varianza-covarianza de los estimadores del modelo de efectos aleatorios.

Si la prueba de Hausman resulta en un valor de H significativo, se rechaza la hipótesis nula, lo que indica que los efectos específicos están correlacionados con las variables explicativas, y por lo tanto, se debe preferir el modelo de efectos fijos (Hausman, 1978).

6.7.6. Prueba de Autocorrelación de Wooldridge

La prueba de autocorrelación de Wooldridge es una herramienta estadística utilizada para detectar la presencia de autocorrelación en los errores de un modelo de datos de panel. La autocorrelación, que se refiere a la correlación de los errores a través del tiempo dentro de las mismas unidades de análisis, puede llevar a estimaciones ineficientes y errores estándar incorrectos, lo que afecta negativamente la inferencia estadística y la validez de los resultados del modelo. La prueba de Wooldridge se basa en una regresión auxiliar que evalúa si los errores de un modelo de datos de panel están correlacionados a lo largo del tiempo. Esta prueba es especialmente útil en contextos donde las observaciones están estructuradas en paneles, como en estudios que analizan datos de diferentes individuos, empresas o países a lo largo del tiempo.

El procedimiento de la prueba de Wooldridge implica estimar el modelo de datos de panel y luego realizar una regresión auxiliar en los residuos del modelo. La hipótesis

nula de la prueba de Wooldridge es que no existe autocorrelación en los errores (es decir, los errores no están correlacionados a través del tiempo). Si se rechaza la hipótesis nula, se concluye que existe autocorrelación en los errores, lo que indica la necesidad de ajustar el modelo para corregir este problema. La prueba de Wooldridge se basa en una regresión auxiliar y la estadística F, y la hipótesis nula es que no hay autocorrelación. El procedimiento es el siguiente:

1. Estimar el modelo original y obtener los residuos.
2. Regresar los residuos en sus valores retardados.
3. Calcular la estadística F de la regresión auxiliar.

La fórmula de la prueba es:

$$F = \frac{SSR_R - SSR_U}{\frac{SSR_U}{(nT - k)}}$$

donde:

SSR_R es la suma de los residuos restringidos.

SSR_U es la suma de los residuos no restringidos.

n es el número de individuos.

T es el número de períodos.

k es el número de parámetros.

Un valor significativo de la estadística F indica la presencia de autocorrelación en los residuos (Wooldridge, 2002).

6.7.7. Prueba de Heterocedasticidad de Wald

La prueba de heterocedasticidad de Wald es una herramienta estadística utilizada para detectar la presencia de heterocedasticidad en un modelo de datos de panel. La heterocedasticidad se refiere a la situación en la que la varianza de los errores no es constante a lo largo de las observaciones, lo que puede afectar la eficiencia de las estimaciones y la precisión de los errores estándar, llevando a inferencias estadísticas incorrectas. En el contexto de un modelo de datos de panel, la heterocedasticidad puede surgir debido a diferencias en la variabilidad de los errores entre las diferentes unidades

de análisis o a lo largo del tiempo. La presencia de heterocedasticidad viola uno de los supuestos básicos del modelo de regresión lineal clásico, lo que implica que los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) pueden ser ineficientes y los errores estándar pueden estar sesgados, afectando las pruebas de hipótesis y los intervalos de confianza.

La prueba de heterocedasticidad de Wald evalúa si la varianza de los errores es constante. La hipótesis nula de la prueba de Wald es que no hay heterocedasticidad (es decir, la varianza de los errores es constante). La hipótesis alternativa es que existe heterocedasticidad. Si se rechaza la hipótesis nula, se concluye que hay heterocedasticidad en los errores del modelo, lo que indica la necesidad de ajustar el modelo para corregir este problema. El procedimiento de la prueba de Wald implica estimar el modelo de datos de panel y luego realizar un test estadístico basado en la regresión auxiliar de los residuos al cuadrado sobre las variables explicativas y otras posibles variables que puedan influir en la varianza de los errores. Si el estadístico de la prueba es significativo, se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad. La fórmula de la prueba es:

$$W = \frac{(\hat{\beta} - \beta_0)' [Var(\hat{\beta})]^{-1} (\hat{\beta} - \beta_0)}{k}$$

donde:

$\hat{\beta}$ son los coeficientes estimados.

β_0 es el vector de coeficientes bajo la hipótesis nula.

$Var(\hat{\beta})$ es la matriz de varianza-covarianza de los estimadores.

k es el número de restricciones.

Un valor significativo de W sugiere la presencia de heterocedasticidad en el modelo, lo que requiere ajustes en la estimación de los errores estándar (Greene, 2012).

6.8. Estructura del modelo

La presente investigación consta de un modelo de regresión de datos de panel. Las relaciones entre las variables dependientes y la variable independiente se muestran a continuación:

$$Liquidez_{it} = \beta_0 + \beta_1 ConcentraciónDePropiedad_{it} + \mu_{it}$$

$$Volatilidad_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ConcentraciónDePropiedad_{it} + \epsilon_{it}$$

$$Valoración_{it} = \omega_0 + \omega_1 ConcentraciónDePropiedad_{it} + \vartheta_{it}$$

Donde:

- i representa la empresa.
- t representa el año (desde 2010 hasta 2019).
- β , α y ω son las intercepciones. $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \omega_1, \omega_2$ y ω_3 son los coeficientes de las variables independientes.
- μ_{it} y ϵ_{it} y ϑ_{it} son los términos de error

6.9. Validación del modelo

Con el fin de lograr inferencias más precisas y evitar que las estimaciones carezcan de confiabilidad, se realiza la prueba de Hausman, la prueba de autocorrelación de Wooldridge, la prueba de heterocedasticidad de Wald y el ajuste de modelos a través de Errores Estándar Robustos. A continuación, se explicarán los resultados obtenidos para cada una de las pruebas, así como su importancia para la presente investigación:

6.9.1. Prueba de Hausman

Se comparo el modelo de efectos fijos y modelo de efectos aleatorios para las variables de liquidez, volatilidad y valoración para el total de la muestra y cada uno de los sectores económicos seleccionados. Esto con el fin de determinar cual de los dos es el más apropiado para el análisis de los datos de panel.

6.9.2. Total de la muestra

En cuanto a la liquidez, se observa que hay evidencia suficiente para no rechazar la hipótesis nula y que por lo tanto el modelo de efectos aleatorios es el más apropiado. Esto al obtener un valor p de 0.2778, mayor al nivel de significancia, y un chi-cuadrado de 1.1800 por debajo al valor crítico. Con respecto a la volatilidad sucede lo contrario. Se obtiene un valor p de 0.0312 y un chi-cuadrado de 4.64, y se rechaza la hipótesis nula, seleccionándose así el modelo de efectos fijos al ser el más apropiado. Finalmente, para la valoración, se obtuvo un valor p de 0.7279 y un chi-cuadrado de 0.1200; por lo que al igual que en el caso de la liquidez, no hay la evidencia suficiente para rechazar

la hipótesis nula, y por lo tanto el modelo a seleccionar es el de efectos aleatorios (ver Tabla 6.2 del Anexo 1-3, cuadro N°3)

Tabla 6.2

Cuadro resumen de la prueba de Hausman para toda la muestra

Variable	Chi cuadrado	p valor	Modelo seleccionado
Liquidez	1.1800	0.2778	Efectos Aleatorios
Volatilidad	4.6400	0.0312	Efectos Fijos
Valoración	0.1200	0.7279	Efectos Aleatorios

Fuente: Elaboración propia

Sector Minería. En primer lugar, se observa para la variable de liquidez, un valor p de 0.1104, mayor al nivel de significancia, y un chi-cuadrado de 2.550 por debajo al valor crítico, por lo que hay evidencia suficiente para no rechazar la hipótesis nula y por ende se selecciona el modelo de efectos aleatorios al ser el más apropiado.

Con respecto a la volatilidad y valoración sucede lo mismo, no se rechaza la hipótesis nula, puesto que obtuvieron un p valor de 0.1470 y 0.6736 respectivamente, ambos por encima del nivel de significancia de 0.05. De esta forma, para el sector minería, el modelo que más se adecua para las tres variables es el de modelo de efectos aleatorios (ver Tabla 6.3 del Anexo 4-6, cuadro N°3).

Tabla 6.3

Cuadro resumen de la prueba de Hausman para el sector Minería

Variable	Chi cuadrado	p valor	Modelo seleccionado
Liquidez	2.550	0.1104	Efectos Aleatorios
Volatilidad	5.950	0.1470	Efectos Aleatorios
Valoración	0.1800	0.6736	Efectos Aleatorios

Fuente: Elaboración propia

Sector Finanzas y Seguros. Se observa en este sector chi cuadrados de 0.0500, 0.1200 y 0.1000 para las variables de liquidez, volatilidad y valoración respectivamente. Asimismo, en el mismo orden, obtuvieron un p valor de 0.8249, 0.7256 y 0.7552. Estos valores generan que no haya la suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula, dado a que los chi cuadrados están por debajo del valor crítico; y los p valores por encima del nivel de significancia de 0.05. De esta forma, el modelo que más se adecua tanto a la liquidez como a la volatilidad y a la valoración para el sector finanzas y seguros, es el modelo de efectos aleatorios (ver Tabla 6.4 del Anexo 7-9, cuadro N°3).

Tabla 6.4*Cuadro resumen de la prueba de Hausman para el sector Finanzas y Seguros*

Variable	Chi cuadrado	p valor	Modelo seleccionado
Liquidez	0.0500	0.8249	Efectos Aleatorios
Volatilidad	0.1200	0.7256	Efectos Aleatorios
Valoración	0.1000	0.7552	Efectos Aleatorios

Fuente: Elaboración propia

Sector Agricultura. En cuanto a la liquidez, se observa que hay evidencia suficiente para no rechazar la hipótesis nula, debido a que se obtuvo un valor p de 0.8649, menor al nivel de significancia, y un chi-cuadrado de 0.030 por debajo al valor crítico.

Con respecto a la volatilidad y la valoración sucede lo mismo. Se obtiene un valor p de 0.9352 y un chi-cuadrado de 0.010, por lo que en las tres variables el modelo adecuado a seleccionar es el de efectos aleatorios (ver Tabla 6.5 del Anexo 10-12, cuadro N°3).

Tabla 6.5*Cuadro resumen de la prueba de Hausman para el sector Agricultura*

Variable	Chi cuadrado	p valor	Modelo seleccionado
Liquidez	0.0300	0.8649	Efectos Aleatorios
Volatilidad	0.0100	0.9352	Efectos Aleatorios
Valoración	1.0600	0.3036	Efectos Aleatorios

Fuente: Elaboración propia

Energía Eléctrica. Con respecto a la volatilidad y valoración, se evidencia lo mismo que en el sector anterior analizado. Tanto los chi cuadrados, como los p valores obtenidos muestran la evidencia suficiente como para rechazar la hipótesis nula y seleccionar como modelo mas adecuado al de efectos aleatorios. No obstante, con respecto a la liquidez, se evidencia un chi cuadrado de 6.2000, el cual esta por encima del nivel crítico, y un p valor de 0.0128, inferior al nivel de significancia de 0.05; lo cual no permite tener la evidencia suficiente como para rechazar la hipótesis nula y por ende el modelo mas adecuado para esta variable es el de efectos fijos (ver Tabla 6.6 del Anexo 13-15, cuadro N°3).

Tabla 6.6

Cuadro resumen de la prueba de Hausman para el sector Energía Eléctrica, véase en los anexos 13-15, cuadro N°3

Variable	Chi cuadrado	p valor	Modelo seleccionado
----------	--------------	---------	---------------------

Liquidez	6.2000	0.0128	Efectos Fijos
Volatilidad	2.7200	0.0994	Efectos Aleatorios
Valoración	0.6500	0.4216	Efectos Aleatorios

Fuente: Elaboración propia

Prueba de Wooldridge. Con el fin de detectar la presencia de autocorrelación de los errores o residuos en el modelo de datos de panel. Se realiza la prueba de wooldridge para el total de la muestra y para cada uno de los sectores.

Total de la muestra. Al realizar la prueba para la liquidez y la volatilidad se obtuvieron valores F de 43.4260 y 16.2190 y valores p de 0.0000 y 0.0003; los últimos valores menores al nivel de significancia de 0.05. De esta manera hay evidencia para rechazar la hipótesis nula, lo que sugiere que existe autocorrelación de los errores en el modelo. En cuanto a la valoración, no se rechaza la hipótesis nula al obtener un valor p de 0.7981 mayor al nivel de significancia, por lo que se asume que no hay presencia de autocorrelación (ver Tabla 6.7 del Anexo 1-3, cuadro N°4).

Tabla 6.7

Cuadro resumen de la prueba de Wooldridge para el total de la muestra

Variable	F valor	p valor	Autocorrelación
Liquidez	43.4260	0.0000	Presente
Volatilidad	16.2190	0.0003	Presente
Valoración	0.0670	0.7981	No presente

Fuente: Elaboración propia

Sector Minería. En el sector minero sucede algo similar que en el total de la muestra. Tanto en las variables de liquidez y volatilidad se observan valores p reducidos, de 0.0001 y 0.0002 respectivamente, ambos menores al nivel de significancia de 0.05; por lo que no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, lo que sugiere la existencia de autocorrelación de los errores del modelo. Lo contrario sucede con la valoración al tener un valor p superior al nivel de significancia (ver Tabla 6.8 del Anexo 4-6, cuadro N°4).

Tabla 6.8

Cuadro resumen de la prueba de Wooldridge para el total del sector Minería

Variable	F valor	p valor	Autocorrelación
Liquidez	31.1410	0.0001	Presente
Volatilidad	24.4010	0.0002	Presente
Valoración	1.3110	0.2701	No presente

Fuente: Elaboración propia

Sector Finanzas y Seguros. La misma tendencia observada anteriormente, se repite en el sector finanzas y seguros, al encontrar que en la valoración no hay evidencia suficiente para asumir autocorrelación de los errores del modelo, mientras que si lo hay para las variables de liquidez y volatilidad. Esto debido a los valores p obtenidos; mayor al nivel de significancia para la valoración, y menor que este para las otras dos variables (ver Tabla 6.9 del Anexo 7-9, cuadro N°4).

Tabla 6. 9

Cuadro resumen de la prueba de Wooldridge para el total del sector Finanzas y Seguros

Variable	F valor	p valor	Autocorrelación
Liquidez	414.4240	0.0000	Presente
Volatilidad	136.2450	0.0000	Presente
Valoración	5.0120	0.0602	No presente

Fuente: Elaboración propia

Sector Agricultura. Para el sector agricultura, se muestra un valor p de 0.0000 para la variable de liquidez, menor al nivel de significancia, sugiriendo así la presencia de autocorrelación. Por el otro lado, tanto para la volatilidad como para la valoración, se observan valores p mayores al nivel de significancia, de 0.4041 y 0.2968 respectivamente, con lo cual no se rechaza la hipótesis nula y se asume que la autocorrelación no esta presente (ver Tabla 6.10 del Anexo 10-12, cuadro N°4).

Tabla 6.10

Cuadro resumen de la prueba de Wooldridge para el total del sector Agricultura

Variable	F valor	p valor	Autocorrelación
Liquidez	830.0910	0.0000	Presente
Volatilidad	0.8300	0.4041	No presente
Valoración	1.3560	0.2968	No presente

Fuente: Elaboración propia

Sector Energía Eléctrica. Para el sector energético, se observa la presencia de autocorrelación solo en la variable volatilidad, al obtener un p valor de 0.0002, menor al nivel de significancia. Para las variables de liquidez y valoración no se rechaza la hipótesis nula y por ende se asume que la autocorrelación no está presente (ver Tabla 6.11 del Anexo 13-15, cuadro N°4).

Tabla 6.11

Cuadro resumen de la prueba de Wooldridge para el total del sector Energía Eléctrica

Variable	F valor	p valor	Autocorrelación
----------	---------	---------	-----------------

Liquidez	4.7990	0.0936	No presente
Volatilidad	186.4520	0.0002	Presente
Valoración	6.5930	0.0621	No presente

Fuente: Elaboración propia

Prueba de Wald. Se someten cada una de las variables a la prueba de Wald, con el objetivo de determinar la presencia de Heterocedasticidad, que indicaría que la varianza de los errores no es constante en el tiempo. Al realizar la prueba, se evidencia que tanto para la liquidez, la volatilidad y la valoración se obtiene un valor p de 0.000 para todos los sectores analizados y el total de la muestra, por lo que existe la evidencia suficiente para indicar que la heterocedasticidad está presente (ver Tabla 6.12 al 6.16 del Anexo 1-15, cuadro N°5).

Tabla 6.12

Cuadro resumen de la prueba de Wald para el total de la muestra

Variable	Chi cuadrado	p valor	Heterocedasticidad
Liquidez	3.00E+09	0.0000	Presente
Volatilidad	5.10E+07	0.0000	Presente
Valoración	5.70E+07	0.0000	Presente

Fuente: Elaboración propia

Tabla 6.13

Cuadro resumen de la prueba de Wald para el sector Minería

Variable	Chi cuadrado	p valor	Heterocedasticidad
Liquidez	1.30E+08	0.0000	Presente
Volatilidad	1.70E+06	0.0000	Presente
Valoración	1.40E+07	0.0000	Presente

Fuente: Elaboración propia

Tabla 6.14

Cuadro resumen de la prueba de Wald para el sector Finanzas y Seguro

Variable	Chi cuadrado	p valor	Heterocedasticidad
Liquidez	7.10E+07	0.0000	Presente
Volatilidad	3.83E+04	0.0000	Presente
Valoración	3.84E+03	0.0000	Presente

Fuente: Elaboración propia

Tabla 6.15

Cuadro resumen de la prueba de Wald para el sector Agricultura

Variable	Chi cuadrado	p valor	Heterocedasticidad
Liquidez	3.10E+07	0.0000	Presente
Volatilidad	3.10E+05	0.0000	Presente
Valoración	1.10E+07	0.0000	Presente

Fuente: Elaboración propia

Tabla 6.16*Cuadro resumen de la prueba de Wald para el sector Energía Eléctrica*

Variable	Chi cuadrado	p valor	Heterocedasticidad
Liquidez	3.29E+04	0.0000	Presente
Volatilidad	4.83E+04	0.0000	Presente
Valoración	3.10E+06	0.0000	Presente

Fuente: Elaboración propia

Una vez realizadas las pruebas, se sintetiza toda la información obtenida:

Tabla 6.17

Cuadro resumen pruebas realizadas

			Hausman		Wooldridge		Ward	
			Chi cuadrado	p valor	F valor	p valor	Chi cuadrado	P valor
Total de la muestra	Liquidez	Valor	1.1800	0.2778	43.4260	0.0000	3.00E+09	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		Autocorrelación		Heterocedasticidad	
	Volatilidad	Valor	4.6400	0.0312	16.2190	0.0003	5.10E+07	0.0000
		Resultado	Efectos Fijos		Autocorrelación		Heterocedasticidad	
	Valoración	Valor	0.1200	0.7279	0.0670	0.7981	5.70E+07	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		No Autocorrelación		Heterocedasticidad	
Minería	Liquidez	Valor	2.5500	0.1104	31.1410	0.0001	1.30E+08	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		Autocorrelación		Heterocedasticidad	
	Volatilidad	Valor	5.9500	0.0147	24.4010	0.0002	1.70E+06	0.0000
		Resultado	Efectos Fijos		Autocorrelación		Heterocedasticidad	
	Valoración	Valor	0.1800	0.6736	1.3110	0.2701	1.40E+07	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		No Autocorrelación		Heterocedasticidad	
Finanzas y Seguros	Liquidez	Valor	0.0500	0.8249	414.4240	0.0000	7.10E+07	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		Autocorrelación		Heterocedasticidad	
	Volatilidad	Valor	0.1200	0.7256	136.2450	0.0000	3.83E+04	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		Autocorrelación		Heterocedasticidad	
	Valoración	Valor	0.1000	0.7552	5.0120	0.0602	3.84E+03	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		No Autocorrelación		Heterocedasticidad	
Agricultura	Liquidez	Valor	0.0300	0.8649	830.0910	0.0000	3.10E+07	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		Autocorrelación		Heterocedasticidad	
	Volatilidad	Valor	0.0100	0.9352	0.8300	0.4041	3.10E+05	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		No Autocorrelación		Heterocedasticidad	
	Valoración	Valor	1.0600	0.3036	1.3560	0.2968	1.10E+07	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		No Autocorrelación		Heterocedasticidad	
Energía Eléctrica	Liquidez	Valor	6.2000	0.0128	4.7990	0.0936	3.29E+04	0.0000
		Resultado	Efectos Fijos		No Autocorrelación		Heterocedasticidad	
	Volatilidad	Valor	2.7200	0.0994	186.4520	0.0002	4.83E+04	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		Autocorrelación		Heterocedasticidad	
	Valoración	Valor	0.6500	0.4216	6.5930	0.0621	3.10E+06	0.0000
		Resultado	Efectos Aleatorios		No Autocorrelación		Heterocedasticidad	

Fuente: Elaboración propia.

Debido a que se encontró la presencia de autocorrelación de los errores, así como heterocedasticidad a través de las pruebas realizadas, se requiere ajustar los modelos con Errores Estándar Robustos. Esto con el fin de que los resultados obtenidos tengan mayor fiabilidad y se pueda obtener finalmente conclusiones confiables acerca del impacto de la concentración de propiedad sobre la liquidez, volatilidad y valoración (ver Tabla 6.18 al 6.22 del Anexo 1-15, cuadro N°6).

Tabla 6.18

Modelo econométrico Robusto para el total de la muestra

Variable	Coef	P>z
Liquidez	-0.0063	0.0390
Volatilidad	0.0064	0.2460
Valoración	-0.3564	0.1140

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6.19

Modelo econométrico Robusto para el sector Minería

Variable	Coef	P>z
Liquidez	-0.0207	0.0010
Volatilidad	0.0137	0.2230
Valoración	-0.2182	0.3470

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6.20

Modelo econométrico Robusto para el sector Finanzas y Seguros

Variable	Coef	P>z
Liquidez	0.0093	0.0970
Volatilidad	0.0051	0.3570
Valoración	-0.0720	0.0390

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6.20

Modelo econométrico Robusto para el sector Agricultura

Variable	Coef	P>z
Liquidez	-0.0019	0.4570
Volatilidad	0.0095	0.0010
Valoración	-1.0257	0.2580

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6.21

Modelo econométrico Robusto para el sector Energía Eléctrica

Variable	Coef	P>z
Liquidez	-0.0010	0.0210
Volatilidad	-0.0022	0.2780
Valoración	-0.3754	0.0350

Fuente: Elaboración propia.

CAPÍTULO VII: VALIDACIÓN Y DISCUSIÓN DE HIPOTESIS

Este capítulo ofrece una interpretación detallada de los resultados obtenidos en el contexto de la literatura revisada. Se exploran las posibles implicaciones de los hallazgos para la teoría de la concentración de propiedad y su impacto en la liquidez. Además, se discuten las razones que podrían explicar las inconsistencias en la relación observada, como factores externos no controlados o particularidades del mercado peruano. A su vez, se reflexiona sobre las implicaciones prácticas de estos resultados para los accionistas y las empresas en su toma de decisiones estratégicas, planteando nuevos interrogantes para investigaciones futuras.

7.1. Hipótesis 1

La liquidez de las acciones de una determinada compañía que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima disminuye a medida que aumenta el nivel de concentración de propiedad accionaria de dicha compañía.

Tabla 7.22

Resultado de la variable liquidez frente a la concentración de propiedad por sector económico

Sector	Coef	Std. Err.	Z	P>z	95% Coenf. Interval
Total	-0.0063	0.0031	-2.0600	0.0390	-0.1228 -0.0003
Minería	-0.0207	0.0062	-3.3300	0.0010	-0.0330 -0.0085
Finanzas y Seguros	0.0093	0.0056	1.6600	0.0970	-0.0017 0.0204
Agricultura	-0.0019	0.0025	-0.7400	0.4570	-0.0068 0.0031
Energía Eléctrica	-0.0010	0.0041	-2.3100	0.0210	-0.0176 -0.0014

Elaboración propia

Se evidencia en el total de la muestra una relación negativa entre la concentración de propiedad y la liquidez, con un coeficiente de -0.0063, lo que va de acuerdo con la hipótesis mencionada. Asimismo, el valor p asociado es de 0.0390, menor al nivel de significancia de 0.05; indicando así que la relación entre la concentración de propiedad y la liquidez es significativa. Finalmente, con un nivel de confianza de 95%, se obtiene un rango que va desde el -0.1228 y el -0.0003; brindando confianza en que la relación entre ambas variables efectivamente es negativa.

Con respecto al sector Minería, se observa también una relación negativa entre ambas variables, con un coeficiente de -0.0207. En este caso el valor p incluso es aún menor al nivel de significancia de 0.05 en comparación con los resultados del total de

la muestra, mostrando una fuerte relación entre la concentración de propiedad y la liquidez. Finalmente, a un nivel de confianza de 95%, se puede asegurar la relación inversa entre ambas variables, al tener el coeficiente un rango de entre -0.0330 y -0.0085.

Atípicamente, sucede con el sector Finanzas y Seguros que el coeficiente es positivo, con un valor de 0.0093, lo cual no va de acuerdo con la hipótesis, sugiriendo que, a mayor concentración de propiedad, las acciones de las compañías presentan una mayor liquidez. Esto puede estar sustentado en el efecto que bancos de gran relevancia en el país, como el BCP o el BBVA puedan generar, ya que presentan una gran capitalización de mercado, buena gobernanza corporativa y una estabilidad económica favorable, lo que atrae a muchos inversionistas y favorece la liquidez, a pesar de que mantengan altos niveles de concentración accionaria.

Con respecto al sector agrícola, se puede evidenciar un coeficiente negativo de -0.0019, demostrando la relación inversa entre el nivel de concentración de propiedad y la liquidez, y de esta forma, mostrar resultados de acuerdo con la hipótesis definida. No obstante, en esta variable se observa un valor p de 0.4570, mayor al nivel de significancia, lo que sugiere que tiene una relación débil con la variable de concentración de propiedad. Esto se demuestra también en el rango de confianza que presenta: -0.0068 a 0.0031; indicando que no se puede tener certeza en que tendrán habitualmente una relación negativa.

Finalmente, en el sector de energía eléctrica, se observa también una relación negativa entre la liquidez y la concentración de propiedad, al tener un coeficiente de -0.0010. En este caso, si se evidencia una relación significativa entre ambas variables al tener un valor p de 0.0210, menor que el nivel de significancia de 0.05. Esto también se puede apreciar al observar que con un nivel de confianza del 95%, se obtendrán resultados negativos, de -0.0176 a -0.0014; asegurando la relación inversa entre las dos variables.

En conclusión, en el total de la muestra, así como en tres de los cuatro sectores estudiados se observa una relación negativa entre la liquidez y el nivel de concentración de propiedad accionaria. No obstante, solamente en dos de ellos se puede tener la confianza (al 95%) de encontrar esta relación, dado que el sector agrícola presenta un

valor p por encima del nivel de significancia de 0.05. De todas formas, se esperaría para el total de la muestra, que, en promedio por cada punto porcentual adicional de concentración de propiedad, se obtendrá una disminución de 0.0063 del indicador de liquidez. Los resultados obtenidos van de la mano con diversos estudios que respaldan el impacto negativo de elevados niveles de concentración de propiedad sobre la liquidez de las acciones, como lo es la investigación de Fuentes, C (2007), que indica que los incentivos de los inversionistas se reducen a medida que exista una mayor concentración de propiedad, pues el control termina concentrándose en un número reducido de participantes.

7.2. Hipótesis 2

La volatilidad de las acciones de una determinada compañía que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima aumenta a medida que aumenta el nivel de concentración de propiedad accionaria de dicha compañía.

Tabla 7.23

Resultado de la variable volatilidad frente a la concentración de propiedad por sector económico

Sector	Coef	Std. Err.	Z	P>z	95% Coenf. Interval
Total	0.0064	0.0055	1.1600	0.2460	-0.0044 0.0172
Minería	0.0137	0.0112	1.8200	0.2230	-0.0083 0.0357
Finanzas y Seguros	0.0051	0.0055	0.9200	0.3570	-0.0057 0.0158
Agricultura	0.0095	0.0028	3.4200	0.0010	0.0040 0.0149
Energía Eléctrica	-0.0022	0.0021	-1.0800	0.2780	-0.0062 0.0018

Elaboración propia

Se observa que para el total de la muestra se cumple con lo definido en la hipótesis, ya que el coeficiente es de 0.0064, mostrando una relación directa entre la volatilidad y la concentración de propiedad accionaria. No obstante, la relación entre ambas variables no es significativa, lo que se demuestra con el valor p obtenido de 0.2460, mayor al nivel de significancia de 0.05; y con el rango de confianza al 95%, el cual está entre -0.0044 y 0.0172; es decir no se cuenta con la certeza de que esta relación sea regularmente positiva.

En cuanto al sector minero y de finanzas y seguros, se observa algo similar. El coeficiente de 0.0137 y 0,0051 para ambos sectores respectivamente demuestra una relación directa entre ambas variables. Sin embargo, no se cuenta con la certeza de que esto será regularmente así, debido a que el valor p obtenido para el sector minero es de

0.2230 y su rango, a un nivel de confianza del 95%, esta entre -0.0083 y 0.0357. Mientras que para el sector finanzas y seguros, el valor p es incluso mayor, de 0.3570; y al mismo nivel de confianza, muestra una posible variación en el coeficiente entre los valores de -0.0057 y 0.0158.

Por el lado de la agricultura, el coeficiente obtenido de 0.0095 demuestra la relación positiva entre la volatilidad y la concentración de propiedad. A diferencia de los sectores analizados anteriormente, en este si se puede tener la confianza de una relación significativa entre ambas variables, ya que el valor p de 0.0010 es menor al nivel de significancia de 0.05. Asimismo, con un nivel de confianza del 95%, se obtendrá en promedio siempre un coeficiente positivo entre los valores 0.0040 y 0.0149.

Finalmente, en el sector de energía eléctrica, sucede lo contrario que en los demás sectores: no se observa una relación directa entre la concentración de propiedad y la volatilidad, ya que tiene un coeficiente negativo de -0.022. No obstante, esta relación inversa no es significativa debido al valor p y al rango de confianza obtenido; los cuales muestran que en ciertos casos el coeficiente podría resultar positivo.

Los resultados obtenidos, contradicen algunas investigaciones previas como la de El-Masry & El-Ghouty, A. (2017) que plantea que en mercados emergentes la volatilidad es inversamente proporcional al nivel de concentración accionaria; esto debido a que los participantes son conscientes de los altos niveles de concentración, por lo que el mercado mismo descuenta esta condición. Esto claramente no se observa en este caso, puesto que, en la mayoría de los sectores económicos estudiados, así como en el total de la muestra, se observa una relación directa positiva entre la volatilidad y el nivel de concentración de propiedad accionaria. Esto se argumenta en base a que en empresas que mantenga una elevada concentración de propiedad accionaria, una compra o venta sustancial puede impactar significativamente en los precios debido a que no existe un gran número de participantes que puedan absorber dicha operación.

7.3. Hipótesis 3

La valoración de una determinada compañía que cotiza en la Bolsa de Valores de Lima disminuye a medida que aumenta el nivel de concentración de propiedad accionaria de dicha compañía.

Tabla 7.24

Resultado de la variable valoración frente a la concentración de propiedad por sector económico

Sector	Coef	Std. Err.	Z	P>z	95% Coenf. Interval
Total	-0.3564	0.2256	-1.5800	0.1140	-0.7985 -0.0857
Minería	-0.2182	0.2320	1.9500	0.3470	-0.6730 0.2366
Finanzas y Seguros	-0.0720	0.0349	-2.0600	0.0390	-0.1402 -0.0036
Agricultura	-1.0257	0.9072	-1.1300	0.2580	-2.8037 0.7524
Energía Eléctrica	-0.3754	0.2752	1.9000	0.0350	-0.0160 1.0629

Elaboración propia

Para el total de la muestra se evidencia un coeficiente negativo de -0.3564; indicando una relación inversa entre la concentración de propiedad accionaria y la valoración; cumpliendo con la definición de la hipótesis. En cuanto al valor p obtenido, este es de 0.1140, menor al nivel de confianza de 0.05; lo que indicaría que la relación no es fuerte. No obstante, al analizar el intervalo de confianza al 95%, se observa que tanto el rango mínimo como el máximo son negativos, brindando seguridad en que la relación inversa se debería de mantener en la mayoría de los casos.

En cuanto al sector minero, la relación entre ambas variables también es negativa, con un coeficiente de -0.2182. No obstante, en este caso el intervalo de confianza al 95% si muestra un valor máximo positivo, indicando que en ciertos casos la relación inversa no se podría dar. A esto, le acompaña un valor p inferior al nivel de significancia; demostrando una relación débil entre ambas variables.

Por el lado del sector finanzas y seguros, el coeficiente también es negativo, con un valor de -0.0720. A diferencia de los dos casos analizados anteriormente, acá se obtuvo un valor p de 0.0390, mostrando una relación negativa significativa entre la valoración y el nivel de concentración de propiedad. Asimismo, a un nivel de confianza del 95%, el coeficiente podría variar entre -0.1402 y -0.0036; ambos valores negativos, brindando la suficiente seguridad de que se cumpla con la hipótesis definida. Lo mismo sucede con el sector energético, en donde se observa una relación negativa significativa, al haber obtenido un coeficiente de -0.3754 y un valor p de -0.0350.

Finalmente, el sector agrícola obtuvo un coeficiente negativo de -1.0257 demostrando la relación inversa comentada. No obstante, al analizar el intervalo de confianza al 95%, se observa que el rango máximo es positivo; así como un valor p de

0.2580, por lo que no existe la certeza, a ese nivel de confianza, de que se obtendrá esta relación inversa entre ambas variables en todos los casos.

En conclusión, en el total de la muestra, así como en los cuatro sectores estudiados se observa una relación negativa entre la valoración y el nivel de concentración de propiedad accionaria. No obstante, solamente en el total de la muestra y en el sector finanzas y seguros se puede tener la confianza (al 95%) de encontrar esta relación. De esta manera, se esperaría para el total de la muestra, que, en promedio por cada punto porcentual adicional de concentración de propiedad, se obtendrá una disminución de 0.3564 del indicador precio-beneficio y por ende de la valoración de la compañía; y que el valor esperado debería de fluctuar entre -0.7985 y -0.0857.

Los resultados obtenidos en función a la definición de esta hipótesis van de la mano con el estudio realizado en el mercado brasilero por Da Silva & Leal (2006), en donde elaboraron, de manera general y no sectorial, una regresión de datos de panel, obteniendo como resultado una relación inversa significativa entre la concentración de propiedad y la valoración de compañías brasileras. Asimismo, se llegaron a las mismas conclusiones con el estudio realizado por Morck, Shleifer y Vishny (1988); en donde evidencian que, en mercados con una elevada concentración de propiedad, el desempeño de las compañías suele deteriorarse y por ende su valoración.

CAPÍTULO VIII: CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

En este capítulo se resumen las principales conclusiones derivadas de la investigación, destacando la validación parcial de la hipótesis que propone una relación inversa entre la concentración de propiedad y la liquidez empresarial. Se concluye que, si bien esta relación es significativa, está influenciada por una serie de factores adicionales que pueden modificar su impacto. Asimismo, se subraya la importancia de continuar investigando sobre este tema para obtener una comprensión más profunda de las dinámicas en juego y cómo estas pueden variar según el contexto económico y regulatorio de cada mercado.

Este capítulo final presenta una serie de recomendaciones basadas en los resultados obtenidos.

8.1. Conclusiones

En cuanto a la primera hipótesis, que plantea una relación inversa entre la concentración de propiedad accionaria y la liquidez, se puede decir que es validada parcialmente y que dicha relación es medianamente significativa, pues los resultados del modelo econométrico no se cumplen en su totalidad.

Analizando la muestra total seleccionada, se observa una clara relación inversa significativa entre ambas variables, considerando un intervalo de confianza al 95% que asegura dicha relación. No obstante, al realizar el análisis por sector, se evidencia que esto no se cumple en todos estos: se aprecia una relación directa positiva en el sector finanzas y seguros, y, a pesar de que haya un coeficiente negativo en los demás y una significancia alta en el sector minero y energético, en el sector agrícola el valor p obtenido no brinda la confianza necesaria como para asegurar una relación significativa entre ambas variables.

A pesar de esto, la gran mayoría de los resultados obtenidos, respaldan la definición de la hipótesis; por lo que, en la mayoría de las veces, al realizar una inversión sobre una compañía de la Bolsa de Valores de Lima, se encontrara una mayor liquidez en compañías cuya concentración de propiedad accionaria sea lo más reducida posible. Esto respalda estudios previos como el de Fuentes, C (2007), que indica que los incentivos de los inversionistas se reducen a medida que exista una mayor

concentración de propiedad, pues el control termina concentrándose en un número reducido de participantes, lo que impacta negativamente en la liquidez finalmente.

Con respecto a la segunda hipótesis, la cual afirma que la volatilidad de las acciones de la Bolsa de Valores de Lima es directamente proporcional al nivel de concentración de propiedad accionaria, se evidencia también que se cumple parcialmente, debido a los resultados obtenidos principalmente en función al valor p y al intervalo de confianza al 95%.

En el total de la muestra, así como en todos los sectores a excepción del energético, se muestra un coeficiente positivo, demostrando la relación directa entre ambas variables y el cumplimiento de la hipótesis. No obstante, al observar el valor p , solamente en el sector agrícola se tiene la certeza de haber encontrado una relación directa positiva significativa. En los demás sectores y en la totalidad de la muestra, se evidencia que el intervalo de confianza cuenta con rangos mínimos negativos, evidenciando así que no siempre se obtendrá la relación que afirma la hipótesis.

Sin embargo, al igual que en el caso de la liquidez, considerando esta variable, en la mayoría de los casos se observará que la concentración de propiedad si impactara directa y positivamente a la volatilidad de las acciones de la Bolsa de Valores de Lima. Esto debido a que en mercados o compañías que tengan un elevado nivel de concentración de propiedad, y por ende una menor liquidez en promedio como se comprobó anteriormente, una compra o venta sustancial podrá impactar significativamente los precios debido a que no existe un gran número de ofertantes y demandantes que puedan absorber el impacto de dicha operación. Cabe mencionar, que los resultados obtenidos contradicen los estudios de los autores El-Masry & El-Ghouty, A. (2017), quienes aseguran que en mercados emergentes la volatilidad es inversamente proporcional al nivel de concentración accionaria.

Por otro lado, la tercera hipótesis afirma que la valoración de las compañías, medida a través del indicador precio-beneficio tiene una relación inversa con el nivel de concentración de propiedad; debido a que a pesar de que una compañía cuente con una sólida estructura financiera y gubernamental, así como una proyección de crecimiento fundamentada, esto no se reflejara en el precio de sus acciones; pues no existe el incentivo necesario para posibles inversionistas, ya que el control esta centralizado.

Se concluye que se logró cumplir con esta afirmación parcialmente; puesto que el total de la muestra, así como todos los sectores estudiados mostraron un coeficiente negativo; siendo este significativo en el sector financiero y energético. No obstante, tanto en el sector minero, como el agrícola, se observa a un nivel de confianza del 95%, un valor p que no permite demostrar una estrecha relación entre ambas variables.

No obstante, al igual que en las anteriores hipótesis, en la mayoría de los casos se cumplirá con la afirmación. Es más, el total de la muestra demostró una relación inversa fuerte entre ambas variables; por lo que a pesar de que en ciertos sectores no se contará con la confianza necesaria, de manera general, en la mayoría de los casos la valoración será afectada por la concentración de propiedad. Esta conclusión va de la mano con los resultados que Da Silva & Leal (2006) obtuvieron en Brasil, en donde elaboraron, de manera general y no sectorial, una regresión de datos de panel, obteniendo como resultado una relación inversa significativa entre la concentración de propiedad y la valoración de compañías brasileñas.

De manera general, se puede concluir que la concentración de propiedad de una determinada empresa si tiene un efecto significativo sobre la percepción de los inversionistas ante ella, lo cual se refleja en una disminución de la liquidez de las acciones y de la valoración de las compañías, y en un aumento de la volatilidad. Es importante, que empresas que mantenga un alto nivel de concentración de propiedad accionaria, reflejen un alto nivel de compromiso a los accionistas minoritarios, a través de un adecuado nivel de coverage, transparencia y mostrando una gobernanza corporativa ejemplar.

8.2. Recomendaciones

Habiendo concluido con el análisis, y pudiendo haber respondido tanto las hipótesis planteadas como el objetivo general de la investigación “Análisis y correlación de la concentración de la propiedad accionaria, con liquidez, volatilidad y valoración de acciones, por sector económico, en la Bolsa de Valores de Lima en el periodo 2010-2023.” Se proponen las siguientes recomendaciones para futuras investigaciones en el campo de renta variable de mercados emergentes.

En primer lugar, se recomienda, a pesar de las limitaciones en cuanto a cantidad de data disponible, de poder segmentar no solamente por sector económico, sino por

actividad específica realizada y tamaño de empresa; con el fin de evitar posibles errores en las estimaciones que se pudieron dar.

En segundo lugar, se recomienda realizar una comparación también por sectores económicos, pero considerando otras bolsas de valores de la región, como la Bolsa de Valores de Santiago o la Bolsa de Valores de Colombia; que se asemejan a la Bolsa estudiada en esta investigación, con el fin de observar similitudes y sobre todo diferencias que puedan apoyar con la comprensión de posibles mejores prácticas que se estén dando.

Finalmente, se recomienda, realizar una posible futura investigación centrada en el periodo pandemia y post pandemia, con el fin de analizar a detalle el impacto que tuvo el COVID 19 y la contracción económica que produjo sobre el mercado de capitales.

ANEXOS

Anexo 1. Modelo de liquidez de la Bolsa de Valores de Lima (Toda la muestra)

El modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios se compararon mediante la prueba de Hausman. Este análisis es esencial para la evaluación de datos de panel, ya que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado. Si los efectos individuales no están correlacionados con las variables explicativas, el modelo de efectos aleatorios es el preferido. Por el contrario, si existe una correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo de efectos fijos es el más eficaz. La hipótesis nula de la prueba de Hausman es que los estimadores del modelo de efectos aleatorios son consistentes y eficientes, lo que implica que no hay correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas. Bajo esta hipótesis, el modelo de efectos aleatorios es apropiado porque aprovecha tanto la variación dentro de las unidades de análisis como la variación entre unidades, lo que permite obtener estimaciones más eficientes.

Cuadro 01
Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg liquidez concentracion, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      490
Group variable: Ncompañia             Number of groups =       35

R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.0051                    min =          14
    between = 0.0641                   avg =         14.0
    overall = 0.0464                   max =          14

                                         F(1,454)       =       2.32
corr(u_i, Xb) = 0.1683                 Prob > F       =       0.1285
```

liquidez	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0045665	.0029984	-1.52	0.128	-.010459	.001326
_cons	1.352783	.1857793	7.28	0.000	.9876891	1.717877
sigma_u	1.7817005					
sigma_e	.90202254					
rho	.79598195	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(34, 454) = 53.07 Prob > F = 0.0000
```

Cuadro 02

Modelo de efectos aleatorios

. xtreg liquidez concentracion, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       490
Group variable: Ncompañia              Number of groups =        35

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0051                      min =          14
    between = 0.0641                     avg =         14.0
    overall = 0.0464                      max =          14

Wald chi2(1) =          3.41
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0649
    
```

liquidez	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0053657	.0029066	-1.85	0.065	-.0110625	.0003311
_cons	1.401093	.3477758	4.03	0.000	.7194653	2.082721
sigma_u	1.7588163					
sigma_e	.90202254					
rho	.79175118	(fraction of variance due to u_i)				

Se obtuvo, a través de la prueba de Hausman, un chi-cuadrado de 1.18 y un valor p de 0.2778. Estos resultados indican la aceptación de la hipótesis nula del modelo, que establece que los efectos individuales y las variables explicativas no están correlacionados. Este resultado se debe a que el valor p está por encima del nivel de significancia comúnmente utilizado (como el 0.05), así como al hecho de que el chi-cuadrado es menor al valor crítico, considerando los grados de libertad. La aceptación de la hipótesis nula significa que no hay evidencia suficiente para rechazar la idea de que los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas. En otras palabras, los efectos específicos de las unidades de análisis (como empresas, países o individuos) no están correlacionados con las variables explicativas del modelo. Esto implica que las diferencias individuales entre las unidades de análisis pueden ser tratadas como aleatorias. Por lo tanto, el modelo adecuado para estos datos es el de efectos aleatorios. El modelo de efectos aleatorios asume que las diferencias individuales no observadas son aleatorias y no correlacionadas con las variables explicativas, permitiendo así una mayor eficiencia en las estimaciones. Este modelo aprovecha tanto la variación dentro de las unidades de análisis como la variación entre unidades, proporcionando estimaciones más precisas y eficientes en ausencia de correlación entre efectos individuales y variables explicativas.

Cuadro 03
Prueba de Hausman

. hausman liquidezF liquidezA

	—— Coefficients ——			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	liquidezF	liquidezA	Difference	S.E.
concentrac~n	-.0045665	-.0053657	.0007992	.0007364

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 1.18
Prob>chi2 = 0.2778

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial liquidez concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =       455
                                F(1, 34)        =       0.14
                                Prob > F             =     0.7060
                                R-squared            =     0.0003
                                Root MSE         =     .76673
```

(Std. Err. adjusted for 35 clusters in Ncompañia)

D.liquidez	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion Dl.	-.0011718	.0030801	-0.38	0.706	-.0074312	.0050876

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
```

```
H0: no first-order autocorrelation
```

```
F( 1, 34) = 43.426
```

```
Prob > F = 0.0000
```

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 43.426 y un valor p de 0.0000, con lo que se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula, indicando que hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

```
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
```

```
chi2 (35) = 3.0e+09
```

```
Prob>chi2 = 0.0000
```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heteroscedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06

Estimación robusta

```
. xtpose liquidez concentracion, het c(ar1)
(note: estimates of rho outside [-1,1] bounded to be in the range [-1,1])

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañía                Number of obs   =       490
Time variable:  Año                       Number of groups =       35
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: common AR(1)                min =          14
                                                avg =          14
                                                max =          14

Estimated covariances   =          35      R-squared       =       0.0483
Estimated autocorrelations =          1      Wald chi2(1)    =       4.26
Estimated coefficients   =          2      Prob > chi2     =       0.0390
```

liquidez	Het-corrected				
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
concentracion	-.0063007	.0030518	-2.06	0.039	-.0122822 - .0003193
_cons	1.492045	.2605209	5.73	0.000	.9814333 2.002656
rho	.8026137				

Anexo 2. Modelo de volatilidad de la Bolsa de Valores de Lima (Toda la muestra)

El modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios se compararon mediante la prueba de Hausman. Este análisis es esencial para la evaluación de datos de panel, ya que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado. Si los efectos individuales no están correlacionados con las variables explicativas, el modelo de efectos aleatorios es el preferido. Por el contrario, si existe una correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo de efectos fijos es el más eficaz.

Cuadro 01
Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg volatilidad concentracion, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	490		
Group variable: Ncompañia	Number of groups	=	35		
R-sq:	Obs per group:				
within = 0.0072	min =		14		
between = 0.0699	avg =		14.0		
overall = 0.0287	max =		14		
	F(1, 454)	=	3.31		
corr(u_i, Xb) = -0.3185	Prob > F	=	0.0697		

volatilidad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0076287	.0041961	-1.82	0.070	-.015875	.0006176
_cons	1.548204	.2599898	5.95	0.000	1.037271	2.059136
sigma_u	1.8633163					
sigma_e	1.2623404					
rho	.68541727	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(34, 454) = 27.41	Prob > F = 0.0000
---	-------------------

Cuadro 02

Modelo de efectos aleatorios

```
. xtreg volatilidad concentracion, re

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       490
Group variable: Ncompañia              Number of groups =       35

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0072                      min =          14
    between = 0.0699                     avg =         14.0
    overall = 0.0287                     max =          14

Wald chi2(1) =          1.39
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2    =       0.2391
```

volatilidad	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0046667	.0039644	-1.18	0.239	-.0124368	.0031034
_cons	1.369149	.3833046	3.57	0.000	.6178856	2.120412
sigma_u	1.7311064					
sigma_e	1.2623404					
rho	.65284911	(fraction of variance due to u_i)				

La prueba de Hausman arrojó un valor chi-cuadrado de 4,64 y un valor p de 0,0312. Estos resultados sugieren que debemos rechazar la hipótesis nula del modelo. No existe correlación entre los impactos individuales y los factores explicativos. La razón es que el valor p es inferior al umbral de significación y el valor chi-cuadrado supera el valor crítico, teniendo en cuenta los grados de libertad. Por lo tanto, el modelo más adecuado es el de efectos fijos.

Cuadro 03

Prueba de Hausman

```
. hausman volatilidadF volatilidadA

----- Coefficients -----
              (b)          (B)          (b-B)          sqrt(diag(V_b-V_B))
volatilidadF volatilidadA  Difference          S.E.
-----
concentrac~n  -.0076287   -.0046667   -.002962          .0013751

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic

      chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
            =          4.64
      Prob>chi2 =          0.0312
```

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldridge y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldridge

A través de la prueba de Wooldridge, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04
Prueba de Wooldridge

```
. xtserial volatilidad concentracion, output
```

Linear regression

Number of obs	=	455
F(1, 34)	=	0.53
Prob > F	=	0.4711
R-squared	=	0.0006
Root MSE	=	1.4518

(Std. Err. adjusted for 35 clusters in Ncompañía)

D.volatilidad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion Dl.	.003387	.0046474	0.73	0.471	-.0060577	.0128317

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation

F(1, 34)	=	16.219
Prob > F	=	0.0003

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 16.219 y un valor p de 0.0003, con lo que se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula, indicando que hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05 Prueba de Wald

```
. xttest3

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (35) = 5.1e+07
Prob>chi2 = 0.0000
```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heterocedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06 Estimación robusta

```
. xtpcse volatilidad concentracion, het c(ar1)
(note: estimates of rho outside [-1,1] bounded to be in the range [-1,1])

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañia                Number of obs   =    490
Time variable:  Año                       Number of groups =    35
Panels:         heteroskedastic (balanced) Obs per group:
Autocorrelation: common AR(1)                min =    14
                                                avg =    14
                                                max =    14

Estimated covariances =    35      R-squared =    0.0161
Estimated autocorrelations =    1      Wald chi2(1) =    1.35
Estimated coefficients =    2      Prob > chi2 =    0.2460
```

volatilidad	Het-corrected		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
concentracion	.0063826	.0055021	1.16	0.246	-.0044014	.0171666
_cons	.8055658	.3425393	2.35	0.019	.1342012	1.47693
rho	.8047705					

Anexo 3. Modelo de valoración de la Bolsa de Valores de Lima (Toda la muestra)

Se realizó la prueba de Hausman para comparar el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, ya que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado. La prueba de Hausman evalúa si existe una correlación significativa entre los efectos individuales no observados y las variables explicativas del modelo. Si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, el modelo apropiado será el de efectos aleatorios. Este modelo asume que las diferencias entre las unidades de análisis (como empresas, países o individuos) pueden ser modeladas como variables aleatorias, lo que permite aprovechar tanto la variación dentro de las unidades de análisis como la variación entre unidades. Esto puede proporcionar estimaciones más eficientes y generalizables.

Cuadro 01
Modelo de efectos Fijo

```

. xtreg valoracion concentracion, fe

Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =        490
Group variable: Ncompañia                    Number of groups =         35

R-sq:                                         Obs per group:
  within = 0.0010                             min =          14
  between = 0.1308                            avg =         14.0
  overall = 0.0088                             max =          14

corr(u_i, Xb) = 0.1263                        F(1, 454)       =         0.44
                                                Prob > F        =         0.5066
    
```

valoracion	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.2436634	.3665537	-0.66	0.507	-.9640158	.476689
_cons	35.27536	22.71136	1.55	0.121	-9.357077	79.9078
sigma_u	26.113133					
sigma_e	110.27152					
rho	.0531001 (fraction of variance due to u_i)					

```

F test that all u_i=0: F(34, 454) = 0.77                                Prob > F = 0.8198
    
```

Cuadro 02
Modelo de efectos aleatorios

```
. xtreg valoracion concentracion, re

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       490
Group variable: Ncompañia              Number of groups =        35

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0010                    min =          14
    between = 0.1308                   avg =         14.0
    overall = 0.0088                   max =          14

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(1)    =        4.32
                                          Prob > chi2     =       0.0376
```

valoracion	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.356378	.1714081	-2.08	0.038	-.6923316	-.0204243
_cons	42.089	11.47985	3.67	0.000	19.5889	64.5891
sigma_u	0					
sigma_e	110.27152					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

La prueba de Hausman arrojó un valor chi-cuadrado de 0,12 y un valor p de 0,7279, lo que sugiere que debe aceptarse la hipótesis nula del modelo. No existe correlación entre los impactos individuales y los factores explicativos. Esto se debe a que el valor p supera el umbral de significación predeterminado y el valor chi-cuadrado es inferior al valor crítico, teniendo en cuenta los grados de libertad. Por lo tanto, el modelo más adecuado es el de efectos aleatorios.

Cuadro 03
Prueba de Hausman

. hausman valoracionF valoracionA

	—— Coefficients ——		(b-B) Difference	sqrt (diag (V_b-V_B)) S.E.
	(b) valoracionF	(B) valoracionA		
concentrac~n	-.2436634	-.356378	.1127145	.3240075

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 0.12
Prob>chi2 = 0.7279

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial valoracion concentracion, output

Linear regression                Number of obs   =       455
                                F(1, 34)         =       1.31
                                Prob > F             =       0.2609
                                R-squared            =       0.0006
                                Root MSE         =       150

                                (Std. Err. adjusted for 35 clusters in Ncompañía)

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| D.valoracion |          Robust          |          t          |          P>|t|          |          [95% Conf. Interval]          |
|-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| concentracion |          Coef.          |          Std. Err.          |          |          |          |          |
|          Dl.  |          .3606805          |          .3154759          |          1.14          |          0.261          |          -.2804437          |          1.001805          |
+-----+-----+-----+-----+-----+

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
      F( 1,      34) =      0.067
      Prob > F =      0.7981
```

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 0.067 y un valor p de 0.7981, con lo que se puede concluir que no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, indicando que no hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (35) =      5.5e+07
Prob>chi2 =      0.0000
```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heterocedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtprse valoracion concentracion, het

Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañia          Number of obs   =       490
Time variable:  Año                 Number of groups =       35
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: no autocorrelation                min =       14
                                                    avg =       14
                                                    max =       14

Estimated covariances      =       35          R-squared       =       0.0088
Estimated autocorrelations =       0          Wald chi2(1)    =       2.50
Estimated coefficients     =       2          Prob > chi2     =       0.1141
```

valoracion	Het-corrected				[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	z	P> z		
concentracion	-.356378	.225575	-1.58	0.114	-.7984969	.0857409
_cons	42.089	16.81564	2.50	0.012	9.130939	75.04705

Anexo 4. Modelo de liquidez de la Bolsa de Valores de Lima (Sector minero)

Se realizó la prueba de Hausman, en donde se evidenció una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, ya que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado. La prueba de Hausman evalúa la consistencia de los estimadores bajo ambos modelos para determinar cuál es más adecuado para el análisis. El modelo de efectos fijos controla por las variables no observadas que pueden estar correlacionadas con las variables explicativas y que varían entre individuos, pero no a lo largo del tiempo. Si se encuentra que existe una correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo de efectos fijos será el más adecuado. Esto se debe a que el modelo de efectos fijos puede proporcionar estimaciones consistentes al absorber los efectos individuales no observados en los términos de intersección específicos de cada unidad de análisis.

Cuadro 01
Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg liquidez concentracion, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      224
Group variable: Ncompañia             Number of groups =      16

R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.0218                    min =          14
    between = 0.2276                   avg =         14.0
    overall = 0.1598                   max =          14

corr(u_i, Xb) = 0.3246                 F(1,207)        =      4.61
                                         Prob > F         =      0.0330
```

liquidez	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.010949	.0050999	-2.15	0.033	-.0210034	-.0008946
_cons	2.366779	.3175647	7.45	0.000	1.740704	2.992855
sigma_u	2.341895					
sigma_e	1.1742199					
rho	.79910547	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(15, 207) = 49.82          Prob > F = 0.0000
```

Cuadro 02
Modelo de efectos aleatorios

. xtreg liquidez concentracion, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       224
Group variable: Ncompañia              Number of groups =        16

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0218                      min =          14
    between = 0.2276                     avg  =         14.0
    overall = 0.1598                     max  =          14

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(1)    =         6.43
                                           Prob > chi2     =         0.0112

```

liquidez	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0126494	.0049874	-2.54	0.011	-.0224245	-.0028743
_cons	2.46938	.6373309	3.87	0.000	1.220235	3.718526
sigma_u	2.2187733					
sigma_e	1.1742199					
rho	.78120476	(fraction of variance due to u_i)				

Se obtuvo, a través de la prueba de Hausman, un chi-cuadrado de 2.55 y un valor p de 0.1104; lo que indica la aceptación de la hipótesis nula del modelo: Los efectos individuales y las variables explicativas no están correlacionados. Este resultado se debe a que el valor p está por encima del nivel de significancia comúnmente utilizado (por ejemplo, 0.05). Además, el chi-cuadrado es menor al valor crítico considerando los grados de libertad del modelo.

La aceptación de la hipótesis nula implica que no hay evidencia suficiente para rechazar la idea de que los efectos individuales no están correlacionados con las variables explicativas. En otras palabras, las diferencias individuales entre las unidades de análisis (como empresas, países o individuos) no influyen de manera sistemática en las variables explicativas del modelo.

En consecuencia, el modelo adecuado para analizar estos datos es el de efectos aleatorios. Este modelo asume que los efectos individuales son aleatorios y no están correlacionados con las variables explicativas, lo que permite aprovechar tanto la variación dentro de las unidades de análisis como la variación entre unidades. El modelo de efectos aleatorios puede proporcionar estimaciones más eficientes y generalizables.

Cuadro 03
Prueba de Hausman

. hausman liquidezF liquidezA

	—— Coefficients ——			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	liquidezF	liquidezA	Difference	S.E.
concentrac~n	-.010949	-.0126494	.0017004	.0010653

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 2.55
Prob>chi2 = 0.1104

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial liquidez concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =       208
                                F(1, 15)        =         1.37
                                Prob > F             =       0.2597
                                R-squared            =       0.0088
                                Root MSE         =       .94839
```

(Std. Err. adjusted for 16 clusters in Ncompañía)

D.liquidez	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion Dl.	-.008827	.0075354	-1.17	0.260	-.0248884	.0072344

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 15) = 31.141

Prob > F = 0.0001

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 31.141 y un valor p de 0.0001, con lo que se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula, indicando que hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (16) = 1.3e+08

Prob>chi2 = 0.0000

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heteroscedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtpcse liquidez concentracion, het c(ar1)
(note: estimates of rho outside [-1,1] bounded to be in the range [-1,1])

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañia                Number of obs   =       224
Time variable:  Año                       Number of groups =       16
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: common AR(1)              min =          14
                                              avg =          14
                                              max =          14

Estimated covariances   =          16      R-squared        =       0.1172
Estimated autocorrelations =           1      Wald chi2(1)     =       11.06
Estimated coefficients   =           2      Prob > chi2     =       0.0009
```

liquidez	Het-corrected					[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
concentracion	-.0207414	.0062374	-3.33	0.001	-.0329665	-.0085162	
_cons	3.009973	.5142241	5.85	0.000	2.002112	4.017833	
rho	.7730923						

Anexo 5. Modelo de volatilidad de la Bolsa de Valores de Lima (Sector minero)

En este estudio específico, la prueba de Hausman arrojó un chi-cuadrado de 5.95 y un valor p de 0.0147. Estos resultados indican la aceptación de la hipótesis nula del modelo: los efectos individuales y las variables explicativas no están correlacionados. Este hallazgo se debe a que el valor p está por encima del nivel de significancia comúnmente utilizado (por ejemplo, 0.05), y el chi-cuadrado es menor al valor crítico considerando los grados de libertad. La aceptación de la hipótesis nula implica que no hay evidencia suficiente para rechazar la idea de que los efectos individuales no están correlacionados con las variables explicativas. En consecuencia, el modelo de efectos aleatorios es el más adecuado para analizar estos datos. El modelo de efectos aleatorios permite aprovechar la variación completa de los datos y ofrece estimaciones más eficientes en ausencia de correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas.

Cuadro 01

Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg volatilidad concentracion, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      224
Group variable: Ncompañia             Number of groups =      16

R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.0226                    min =          14
    between = 0.1593                   avg =         14.0
    overall = 0.0532                   max =          14

corr(u_i, Xb) = -0.4511                F(1,207)        =      4.79
                                         Prob > F         =      0.0298
```

volatilidad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0164089	.0075009	-2.19	0.030	-.0311968	-.001621
_cons	2.797725	.467072	5.99	0.000	1.876897	3.718553
sigma_u	2.6283688					
sigma_e	1.7270347					
rho	.69844733	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(15, 207) = 25.83          Prob > F = 0.0000
```

Cuadro 02

Modelo de efectos aleatorios

. xtreg volatilidad concentracion, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       224
Group variable: Ncompañia              Number of groups =        16

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0226                      min =          14
    between = 0.1593                     avg =         14.0
    overall = 0.0532                     max =          14

Wald chi2(1) =          2.45
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.1177
    
```

volatilidad	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0112597	.0071979	-1.56	0.118	-.0253673	.0028479
_cons	2.48703	.7260924	3.43	0.001	1.063915	3.910145
sigma_u	2.2604549					
sigma_e	1.7270347					
rho	.63142161	(fraction of variance due to u_i)				

Los resultados de la prueba de Hausman (chi-cuadrado de 5.95 y valor p de 0.0147) indican que los efectos individuales y las variables explicativas están correlacionados, lo que justifica el uso del modelo de efectos fijos. Esta elección garantiza estimaciones más precisas y fiables, fortaleciendo la inferencia estadística y la robustez de los resultados del estudio.

Cuadro 03
Prueba de Hausman

```
. hausman volatilidadF volatilidadA

      _____ Coefficients _____
      (b)          (B)          (b-B)          sqrt(diag(V_b-V_B))
      volatilidadF volatilidadA  Difference          S.E.
-----
concentrac~n  -.0164089   -.0112597   -.0051492   .0021104

      b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
      B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

      Test: Ho: difference in coefficients not systematic

      chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
              =          5.95
      Prob>chi2 =          0.0147
```

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial volatilidad concentracion, output

Linear regression                Number of obs   =       208
                                F(1, 15)       =       0.33
                                Prob > F           =       0.5748
                                R-squared          =       0.0009
                                Root MSE       =       2.0305

                                (Std. Err. adjusted for 16 clusters in Ncompañia)
```

D.volatilidad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion Dl.	.0060927	.0106237	0.57	0.575	-.0165512	.0287366

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
F( 1, 15) = 24.401
Prob > F = 0.0002
```

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 24.401 y un valor p de 0.0002, con lo que se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula, indicando que hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (16) = 1.7e+06
Prob>chi2 = 0.0000
```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heteroscedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtpcse volatilidad concentracion, het c(ar1)
(note: estimates of rho outside [-1,1] bounded to be in the range [-1,1])

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañia          Number of obs   =       224
Time variable:  Año                  Number of groups =       16
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: common AR(1)              min =       14
                                              avg =       14
                                              max =       14

Estimated covariances   =       16          R-squared        =       0.0326
Estimated autocorrelations =       1          Wald chi2(1)     =       1.48
Estimated coefficients   =       2          Prob > chi2      =       0.2233
```

volatilidad	Het-corrected		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
concentracion	.0136698	.0112246	1.22	0.223	-.00833	.0356696
_cons	1.124013	.619015	1.82	0.069	-.089234	2.33726
rho	.7385004					

Anexo 6. Modelo de valoración de la Bolsa de Valores de Lima (Sector minero)

Se evidenció una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, ya que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado. La prueba de Hausman evalúa si hay una correlación significativa entre los efectos individuales no observados y las variables explicativas del modelo. Si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, la hipótesis nula de la prueba de Hausman es aceptada, y el modelo de efectos aleatorios es el más adecuado. Este modelo asume que las diferencias entre las unidades de análisis son aleatorias y no están correlacionadas con las variables explicativas, lo que permite aprovechar tanto la variación dentro de las unidades como la variación entre unidades para proporcionar estimaciones más eficientes.

Cuadro 01
Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg valoracion concentracion, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	224
Group variable: Ncompañía	Number of groups	=	16
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.0033	min =		14
between = 0.0183	avg =		14.0
overall = 0.0035	max =		14
	F(1,207)	=	0.69
corr(u_i, Xb) = -0.1738	Prob > F	=	0.4079

valoracion	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
concentracion	-.3880277	.4679433	-0.83	0.408	-1.310573 .534518
_cons	37.87782	29.13836	1.30	0.195	-19.56817 95.32381
sigma_u	29.583376				
sigma_e	107.74133				
rho	.07010736	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(15, 207) = 1.02	Prob > F = 0.4321
--	-------------------

Cuadro 02

Modelo de efectos aleatorios

. xtreg valoracion concentracion, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       224
Group variable: Ncompañia              Number of groups =       16

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0033                      min =          14
    between = 0.0183                     avg =         14.0
    overall = 0.0035                      max =          14

Wald chi2(1) =          0.77
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.3788
  
```

valoracion	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.222044	.2523117	-0.88	0.379	-.716566	.2724779
_cons	27.86258	16.96262	1.64	0.100	-5.383555	61.10871
sigma_u	8.3338826					
sigma_e	107.74133					
rho	.00594757	(fraction of variance due to u_i)				

Los resultados de la prueba de Hausman (chi-cuadrado de 0.18 y valor p de 0.6736) indican que los efectos individuales y las variables explicativas no están correlacionados, lo que justifica el uso del modelo de efectos aleatorios. Esta elección garantiza estimaciones más precisas y fiables, fortaleciendo la inferencia estadística y la robustez de los resultados del estudio. En consecuencia, el modelo adecuado para analizar estos datos es el de efectos aleatorios. Este modelo asume que los efectos individuales son aleatorios y no están correlacionados con las variables explicativas, lo que permite aprovechar tanto la variación dentro de las unidades de análisis como la variación entre unidades. El modelo de efectos aleatorios puede proporcionar estimaciones más eficientes y generalizables.

Cuadro 03

Prueba de Hausman

```
. hausman valoracionF valoracionA
```

	— Coefficients —			
	(b) valoracionF	(B) valoracionA	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
concentrac~n	-.3880277	-.222044	-.1659836	.3940935

```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```

chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          =          0.18
Prob>chi2 =          0.6736

```

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial valoracion concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =       208
                                F(1, 15)       =       1.79
                                Prob > F            =       0.2006
                                R-squared           =       0.0033
                                Root MSE        =       151.87
```

(Std. Err. adjusted for 16 clusters in Ncompañia)

D.valoracion	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion Dl.	.8559057	.6393836	1.34	0.201	-.5069081	2.21872

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 15) = 1.311

Prob > F = 0.2701

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 0.067 y un valor p de 0.7981, con lo que se puede concluir que no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, indicando que no hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (16) = 1.4e+07

Prob>chi2 = 0.0000

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heterocedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtpcse valoracion concentracion, het
```

```
Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors
```

```
Group variable:  Ncompañia          Number of obs   =    224
Time variable:  Año                 Number of groups =    16
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: no autocorrelation          min =    14
                                                avg =    14
                                                max =    14

Estimated covariances   =    16          R-squared        =    0.0035
Estimated autocorrelations =    0          Wald chi2(1)     =    0.88
Estimated coefficients   =    2          Prob > chi2      =    0.3470
```

valoracion	Het-corrected					[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
concentracion	-.2182141	.2320443	-0.94	0.347	-.6730126	.2365845	
_cons	27.63148	14.17152	1.95	0.051	-.1441904	55.40715	

Anexo 7. Modelo de liquidez de la Bolsa de Valores de Lima (Finanzas y Seguros)

Se realizó la prueba de Hausman, en donde se evidencia una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, puesto que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado, en donde si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, el modelo apropiado será el de efectos aleatorios; mientras que, si existe correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo más eficaz será el de efectos fijos.

Cuadro 01
Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg liquidez concentracion, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	112	
Group variable: Ncompañía	Number of groups	=	8	
R-sq:	Obs per group:			
within = 0.0167	min	=	14	
between = 0.0872	avg	=	14.0	
overall = 0.0590	max	=	14	
	F(1,103)	=	1.75	
corr(u_i, Xb) = 0.0883	Prob > F	=	0.1887	

liquidez	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
concentracion	.0059691	.0045107	1.32	0.189	-.0029769 .014915
_cons	.3226947	.2793967	1.15	0.251	-.2314226 .8768121
sigma_u	.84869969				
sigma_e	.67432517				
rho	.61301084	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(7, 103) = 22.00	Prob > F = 0.0000
--	-------------------

Cuadro 02

Modelo de efectos aleatorios

. xtreg liquidez concentracion, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       112
Group variable: Ncompañia              Number of groups =         8

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0167                      min =          14
    between = 0.0872                     avg =         14.0
    overall = 0.0590                     max =          14

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(1)    =         2.29
                                          Prob > chi2     =         0.1300
    
```

liquidez	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	.0063402	.0041873	1.51	0.130	-.0018668	.0145472
_cons	.3003139	.4085153	0.74	0.462	-.5003614	1.100989
sigma_u	.8942045					
sigma_e	.67432517					
rho	.63748019 (fraction of variance due to u_i)					

Se obtuvo a través de la prueba de Hausman un chi-cuadrado de 0.05 y un valor p de 0.8249; los cuales indicarían la aceptación de la hipótesis nula del modelo: Los efectos individuales y las variables explicativas no correlacionan. Esto debido a que el valor p está por encima del nivel de significancia; así como el chi cuadrado es menor al valor crítico, considerando los grados de libertad. De esta forma, el modelo adecuado es el de efectos aleatorios.

Cuadro 03
Prueba de Hausman

. hausman liquidezF liquidezA

	—— Coefficients ——			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	liquidezF	liquidezA	Difference	S.E.
concentrac~n	.0059691	.0063402	-.0003711	.0016772

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 0.05
Prob>chi2 = 0.8249

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial liquidez concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =       104
                                F(1, 7)         =       1.83
                                Prob > F             =       0.2184
                                R-squared            =       0.0186
                                Root MSE         =       .62955
```

(Std. Err. adjusted for 8 clusters in Ncompañia)

D.liquidez	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
concentracion Dl.	.0105811	.0078252	1.35	0.218	-.0079225 .0290848

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 7) = 414.424

Prob > F = 0.0000

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 414.424 y un valor p de 0.0000, con lo que se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula, indicando que hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (8) = 7.1e+07

Prob>chi2 = 0.0000

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heteroscedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtpcse liquidez concentracion, het c(ar1)
(note: estimates of rho outside [-1,1] bounded to be in the range [-1,1])

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañía                Number of obs   =       112
Time variable:   Año                      Number of groups =         8
Panels:          heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: common AR(1)              min =          14
                                              avg =          14
                                              max =          14

Estimated covariances =          8          R-squared       =       0.0250
Estimated autocorrelations =          1          Wald chi2(1)    =       2.76
Estimated coefficients =          2          Prob > chi2     =       0.0968
```

liquidez	Het-corrected				
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
concentracion	.00934	.0056248	1.66	0.097	-.0016843 .0203643
_cons	.0411764	.4270356	0.10	0.923	-.7957979 .8781508
rho	.9136986				

Anexo 8. Modelo de volatilidad de la Bolsa de Valores de Lima (Finanzas y Seguros)

Se realizó la prueba de Hausman, en donde se evidencia una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, puesto que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado, en donde si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, el modelo apropiado será el de efectos aleatorios; mientras que, si existe correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo más eficaz será el de efectos fijos.

Cuadro 01
Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg volatilidad concentracion, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=			112
Group variable: Ncompañia	Number of groups	=			8
R-sq:	within	=	0.0269	Obs per group:	
	between	=	0.0055	min	14
	overall	=	0.0094	avg	14.0
				max	14
				F(1,103)	= 2.85
corr(u_i, Xb)	=	-0.1376		Prob > F	= 0.0946

volatilidad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	.006422	.0038067	1.69	0.095	-.0011277	.0139717
_cons	.1569963	.2357879	0.67	0.507	-.3106333	.6246259
sigma_u	.835416					
sigma_e	.56907513					
rho	.6830523	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(7, 103) = 29.60	Prob > F = 0.0000
--	-------------------

Cuadro 02
Modelo de efectos aleatorios

. xtreg volatilidad concentracion, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       112
Group variable: Ncompañia              Number of groups =         8

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0269                      min =         14
    between = 0.0055                     avg  =        14.0
    overall = 0.0094                      max  =         14

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(1)    =         2.77
                                           Prob > chi2     =         0.0961

```

volatilidad	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	.005983	.0035954	1.66	0.096	-.0010638	.0130298
_cons	.1834724	.3815525	0.48	0.631	-.5643568	.9313016
sigma_u	.87845243					
sigma_e	.56907513					
rho	.70439155	(fraction of variance due to u_i)				

Se obtuvo a través de la prueba de Hausman un chi-cuadrado de 0.12 y un valor p de 0.7256; los cuales indicarían la aceptación de la hipótesis nula del modelo: Los efectos individuales y las variables explicativas no correlacionan. Esto debido a que el valor p está por encima del nivel de significancia; así como el chi cuadrado es menor al valor crítico, considerando los grados de libertad. De esta forma, el modelo adecuado es el de efectos aleatorios.

Cuadro 03

Prueba de Hausman

```
. hausman volatilidadF volatilidadA
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) volatilidadF	(B) volatilidadA		
concentrac~n	.006422	.005983	.000439	.0012507

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B)$$

$$= 0.12$$

Prob>chi2 = 0.7256

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial volatilidad concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =       104
                                F(1, 7)         =         1.22
                                Prob > F             =       0.3055
                                R-squared            =       0.0059
                                Root MSE         =       .57723
```

(Std. Err. adjusted for 8 clusters in Ncompañia)

D.volatilidad	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
concentracion						
Dl.	.0054082	.0048927	1.11	0.306	-.0061612	.0169777

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
```

```
H0: no first-order autocorrelation
```

```
F( 1, 7) = 136.245
```

```
Prob > F = 0.0000
```

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 136.245 y un valor p de 0.0000, con lo que se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula, indicando que hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
```

```
chi2 (8) = 38330.01
```

```
Prob>chi2 = 0.0000
```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heteroscedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtprse volatilidad concentracion, het c(ar1)
(note: estimates of rho outside [-1,1] bounded to be in the range [-1,1])

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañia                Number of obs   =       112
Time variable:  Año                       Number of groups =        8
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: common AR(1)                min =       14
                                                avg =       14
                                                max =       14

Estimated covariances   =        8          R-squared       =    0.0131
Estimated autocorrelations =        1          Wald chi2(1)    =    0.85
Estimated coefficients  =        2          Prob > chi2    =    0.3573
```

volatilidad	Het-corrected				
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
concentracion	.0050544	.0054908	0.92	0.357	-.0057073 .0158161
_cons	.242535	.4938758	0.49	0.623	-.7254438 1.210514
rho	.9208212				

Anexo 9. Modelo de valoración de la Bolsa de Valores de Lima (Finanzas y Seguros)

Se realizó la prueba de Hausman, en donde se evidencia una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, puesto que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado, en donde si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, el modelo apropiado será el de efectos aleatorios; mientras que, si existe correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo más eficaz será el de efectos fijos.

Cuadro 01
Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg valoracion concentracion, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	112
Group variable: Ncompañia	Number of groups	=	8
R-sq:			
within = 0.0171	Obs per group:	min =	14
between = 0.0958		avg =	14.0
overall = 0.0337		max =	14
	F(1,103)	=	1.79
corr(u_i, Xb) = -0.1520	Prob > F	=	0.1835

valoracion	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0993528	.0741917	-1.34	0.183	-.2464945	.0477888
_cons	19.65476	4.595471	4.28	0.000	10.54072	28.76879
sigma_u	5.9957491					
sigma_e	11.091192					
rho	.22614625	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(7, 103) = 4.00	Prob > F = 0.0007
---	-------------------

Cuadro 02
Modelo de efectos aleatorios

```
. xtreg valoracion concentracion, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	112
Group variable: Ncompañia		Number of groups	=	8
R-sq:		Obs per group:		
within	= 0.0171	min	=	14
between	= 0.0958	avg	=	14.0
overall	= 0.0337	max	=	14
		Wald chi2(1)	=	2.35
corr(u_i, X)	= 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.1253

valoracion	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0836886	.0545946	-1.53	0.125	-.190692	.0233149
_cons	18.71007	3.986087	4.69	0.000	10.89749	26.52266
sigma_u	5.6509581					
sigma_e	11.091192					
rho	.20609079	(fraction of variance due to u_i)				

Se obtuvo a través de la prueba de Hausman un chi-cuadrado de 0.10 y un valor p de 0.7552; los cuales indicarían la aceptación de la hipótesis nula del modelo: Los efectos individuales y las variables explicativas no correlacionan. Esto debido a que el valor p está por encima del nivel de significancia; así como el chi cuadrado es menor al valor crítico, considerando los grados de libertad. De esta forma, el modelo adecuado es el de efectos aleatorios.

Cuadro 03

Prueba de Hausman

```
. hausman valoracionF valoracionA
```

	—— Coefficients ——			
	(b) valoracionF	(B) valoracionA	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
concentrac~n	-.0993528	-.0836886	-.0156643	.0502377

```
      b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
      B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```
      chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)  
              =          0.10  
      Prob>chi2 =          0.7552
```

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial valoracion concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =       104
                                F(1, 7)         =        2.84
                                Prob > F             =       0.1359
                                R-squared            =       0.1082
                                Root MSE         =       14.687
```

(Std. Err. adjusted for 8 clusters in Ncompañía)

D.valoracion	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion Dl.	-.6238978	.3702902	-1.68	0.136	-1.499495	.2516994

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 7) = 5.012

Prob > F = 0.0602

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 5.012 y un valor p de 0.0602, con lo que se puede concluir que no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, indicando que no hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (8) = 3836.34

Prob>chi2 = 0.0000

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heterocedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtpcse valoracion concentracion, het

Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañia          Number of obs   =    112
Time variable:  Año                 Number of groups =     8
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: no autocorrelation          min =    14
                                                avg =    14
                                                max =    14

Estimated covariances =      8      R-squared =    0.0337
Estimated autocorrelations =    0      Wald chi2(1) =    4.26
Estimated coefficients =    2      Prob > chi2 =    0.0390
```

valoracion	Het-corrected					[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
concentracion	-.0719604	.0348551	-2.06	0.039	-.1402751	-.0036456	
_cons	18.00277	2.194419	8.20	0.000	13.70178	22.30375	

Anexo 10. Modelo de liquidez de la Bolsa de Valores de Lima (Agricultura)

Se realizó la prueba de Hausman, en donde se evidencia una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, puesto que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado, en donde si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, el modelo apropiado será el de efectos aleatorios; mientras que, si existe correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo más eficaz será el de efectos fijos.

Cuadro 01

Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg liquidez concentracion, re
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	84
Group variable: Ncompañía	Number of groups	=	6
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.0003	min =		14
between = 0.0037	avg =		14.0
overall = 0.0022	max =		14
	F(1,77)	=	0.02
corr(u_i, Xb) = -0.4851	Prob > F	=	0.8785

liquidez	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	.0060525	.0394757	0.15	0.879	-.0725536	.0846586
_cons	-.1048089	2.102598	-0.05	0.960	-4.291616	4.081998
sigma_u	.45454159					
sigma_e	.30548695					
rho	.68885349	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(5, 77) = 23.70	Prob > F = 0.0000
---	-------------------

Cuadro 02

Modelo de efectos aleatorios

```

. xtreg liquidez concentracion, re

Random-effects GLS regression           Number of obs   =           84
Group variable: Ncompañia              Number of groups =            6

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0003                      min =           14
    between = 0.0037                     avg  =          14.0
    overall = 0.0022                     max  =           14

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(1)    =            0.01
                                           Prob > chi2     =            0.9223
    
```

liquidez	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0005865	.0060158	-0.10	0.922	-.0123773	.0112043
_cons	.2487607	.3676405	0.68	0.499	-.4718015	.9693229
sigma_u	.43676493					
sigma_e	.30548695					
rho	.67149977 (fraction of variance due to u_i)					

Se obtuvo a través de la prueba de Hausman un chi-cuadrado de 0.03 y un valor p de 0.8649; los cuales indicarían la aceptación de la hipótesis nula del modelo: Los efectos individuales y las variables explicativas no correlacionan. Esto debido a que el valor p está por encima del nivel de significancia; así como el chi cuadrado es menor al valor crítico, considerando los grados de libertad. De esta forma, el modelo adecuado es el de efectos aleatorios.

Cuadro 03
Prueba de Hausman

. hausman liquidezF liquidezA

	—— Coefficients ——			
	(b) liquidezF	(B) liquidezA	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
concentrac~n	.0060525	-.0005865	.006639	.0390146

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2(1)} &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 0.03 \\ \text{Prob>chi2} &= 0.8649 \end{aligned}$$

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

. xtserial liquidez concentracion, output

```

Linear regression                Number of obs   =          78
                                F(1, 5)         =          0.07
                                Prob > F             =          0.8056
                                R-squared            =          0.0001
                                Root MSE         =          .20844
  
```

(Std. Err. adjusted for 6 clusters in Ncompañia)

D.liquidez	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
concentracion						
Dl.	.0026125	.0100692	0.26	0.806	-.0232713	.0284963

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 5) = 830.091

Prob > F = 0.0000

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 830.091 y un valor p de 0.0000, con lo que se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula, indicando que hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```

. xttest3

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (6) =      3.1e+07
Prob>chi2 =      0.0000

```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heteroscedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06

Estimación robusta

```

. xtpose liquidez concentracion, het c(ar1)
(note: estimates of rho outside [-1,1] bounded to be in the range [-1,1])

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañía                Number of obs   =      84
Time variable:  Año                        Number of groups =       6
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: common AR(1)                min =      14
                                                avg =      14
                                                max =      14

Estimated covariances =      6            R-squared       =    0.0526
Estimated autocorrelations =      1        Wald chi2(1)    =    0.55
Estimated coefficients =      2            Prob > chi2     =    0.4571

```

liquidez	Het-corrected				
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
concentracion	-.0018663	.0025094	-0.74	0.457	-.0067846 .003052
_cons	.4177848	.2020454	2.07	0.039	.0217831 .8137865
rho	.8916326				

Anexo 11. Modelo de volatilidad de la Bolsa de Valores de Lima (Agricultura)

Se realizó la prueba de Hausman, en donde se evidencia una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, puesto que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado, en donde si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, el modelo apropiado será el de efectos aleatorios; mientras que, si existe correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo más eficaz será el de efectos fijos.

Cuadro 01
Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg volatilidad concentracion, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	84
Group variable: Ncompañia	Number of groups	=	6
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.0005	min	=	14
between = 0.5460	avg	=	14.0
overall = 0.1370	max	=	14
	F(1, 77)	=	0.04
corr(u_i, Xb) = -0.6408	Prob > F	=	0.8512

volatilidad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
concentracion	.0166769	.0885757	0.19	0.851	-.1596998 .1930536
_cons	-.398649	4.717817	-0.08	0.933	-9.793024 8.995726
sigma_u	.36494311				
sigma_e	.68545283				
rho	.22085747	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(5, 77) = 2.34	Prob > F = 0.0495
--	-------------------

Cuadro 02

Modelo de efectos aleatorios

. xtreg volatilidad concentracion, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       84
Group variable: Ncompañia              Number of groups =        6

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0005                      min =          14
    between = 0.5460                     avg =         14.0
    overall = 0.1370                      max =          14

                                           Wald chi2(1)    =        4.90
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0269
    
```

volatilidad	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	.0094833	.0042846	2.21	0.027	.0010856	.017881
_cons	-.0155429	.2611749	-0.06	0.953	-.5274363	.4963506
sigma_u	.25395717					
sigma_e	.68545283					
rho	.12069893	(fraction of variance due to u_i)				

Se obtuvo a través de la prueba de Hausman un chi-cuadrado de 0.01 y un valor p de 0.9352; los cuales indicarían la aceptación de la hipótesis nula del modelo: Los efectos individuales y las variables explicativas no correlacionan. Esto debido a que el valor p está por encima del nivel de significancia; así como el chi cuadrado es menor al valor crítico, considerando los grados de libertad. De esta forma, el modelo adecuado es el de efectos aleatorios.

Cuadro 03
Prueba de Hausman

. hausman volatilidadF volatilidadA

	—— Coefficients ——			
	(b) volatilidadF	(B) volatilidadA	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
concentrac~n	.0166769	.0094833	.0071936	.088472

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 0.01
Prob>chi2 = 0.9352

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial volatilidad concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =          78
                                F(1, 5)        =          0.00
                                Prob > F            =         0.9873
                                R-squared           =         0.0000
                                Root MSE        =         .50951
```

(Std. Err. adjusted for 6 clusters in Ncompañia)

D.volatilidad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion Dl.	.0001615	.0096549	0.02	0.987	-.0246572	.0249802

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```
F( 1,      5) =      0.830
Prob > F =      0.4041
```

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 0.830 y un valor p de 0.4041, con lo que se puede concluir que no se rechaza la hipótesis nula, indicando que no hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```
chi2 (6) =      3.1e+05
Prob>chi2 =      0.0000
```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heteroscedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtpcse volatilidad concentracion, het
```

Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:	Ncompañía	Number of obs	=	84
Time variable:	Año	Number of groups	=	6
Panels:	heteroskedastic (balanced)	Obs per group:		
Autocorrelation:	no autocorrelation	min	=	14
		avg	=	14
		max	=	14
Estimated covariances	= 6	R-squared	=	0.1370
Estimated autocorrelations	= 0	Wald chi2(1)	=	11.68
Estimated coefficients	= 2	Prob > chi2	=	0.0006

volatilidad	Het-corrected				
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
concentracion	.0094721	.0027714	3.42	0.001	.0040402 .0149039
_cons	-.0149451	.0804236	-0.19	0.853	-.1725724 .1426823

Anexo 12. Modelo de valoración de la Bolsa de Valores de Lima (Agricultura)

Se realizó la prueba de Hausman, en donde se evidencia una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, puesto que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado, en donde si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, el modelo apropiado será el de efectos aleatorios; mientras que, si existe correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo más eficaz será el de efectos fijos.

Cuadro 01

Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg valoracion concentracion, ie
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      84
Group variable: Ncompañia             Number of groups =       6

R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.0125                    min =          14
    between = 0.9174                   avg  =         14.0
    overall = 0.0257                    max  =          14

corr(u_i, Xb) = -0.9995                 F(1, 77)        =      0.97
                                           Prob > F         =      0.3265
```

valoracion	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	24.72977	25.04578	0.99	0.327	-25.14274	74.60229
_cons	-1273.79	1334.016	-0.95	0.343	-3930.156	1382.576
sigma_u	836.42725					
sigma_e	193.81955					
rho	.94904068	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(5, 77) = 0.25                               Prob > F = 0.9384
```

Cuadro 02
Modelo de efectos aleatorios

. xtreg valoracion concentracion, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       84
Group variable: Ncompañia              Number of groups =        6

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0125                      min =          14
    between = 0.9174                     avg =         14.0
    overall = 0.0257                      max =          14

                                           Wald chi2(1)    =        2.16
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.1412

```

valoracion	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-1.025651	.6971683	-1.47	0.141	-2.392075	.3407743
_cons	97.85183	42.48896	2.30	0.021	14.57499	181.1287
sigma_u	0					
sigma_e	193.81955					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Se obtuvo a través de la prueba de Hausman un chi-cuadrado de 1.06 y un valor p de 0.3036; los cuales indicarían la aceptación de la hipótesis nula del modelo: Los efectos individuales y las variables explicativas no correlacionan. Esto debido a que el valor p está por encima del nivel de significancia; así como el chi cuadrado es menor al valor crítico, considerando los grados de libertad. De esta forma, el modelo adecuado es el de efectos aleatorios.

Cuadro 03
Prueba de Hausman

. hausman valoracionF valoracionA

	—— Coefficients ——			
	(b) valoracionF	(B) valoracionA	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
concentrac~n	24.72977	-1.025651	25.75542	25.03607

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 1.06
Prob>chi2 = 0.3036

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial valoracion concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =          78
                                F(1, 5)         =        108.20
                                Prob > F             =         0.0001
                                R-squared            =         0.1195
                                Root MSE         =        243.44
```

(Std. Err. adjusted for 6 clusters in Ncompañia)

D.valoracion	Robust				
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
concentracion					
Dl.	128.1053	12.31566	10.40	0.000	96.44688 159.7637

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
```

```
H0: no first-order autocorrelation
```

```
    F( 1, 5) = 1.356
```

```
    Prob > F = 0.2968
```

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 1.356 y un valor p de 0.2968 con lo que se puede concluir que no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, indicando que no hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (6) = 1.1e+07
```

```
Prob>chi2 = 0.0000
```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heterocedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtpcse valoracion concentracion, het

Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañía           Number of obs   =    84
Time variable:  Año                 Number of groups =    6
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: no autocorrelation           min =    14
                                                avg =    14
                                                max =    14

Estimated covariances   =    6           R-squared       =    0.0257
Estimated autocorrelations =    0           Wald chi2(1)    =    1.28
Estimated coefficients   =    2           Prob > chi2     =    0.2582
```

valoracion	Het-corrected		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
concentracion	-1.025651	.9072079	-1.13	0.258	-2.803745	.7524443
_cons	97.85183	68.29373	1.43	0.152	-36.00143	231.7051

Anexo 13. Modelo de liquidez de la Bolsa de Valores de Lima (Energía eléctrica)

Se realizó la prueba de Hausman, en donde se evidencia una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, puesto que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado, en donde si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, el modelo apropiado será el de efectos aleatorios; mientras que, si existe correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo más eficaz será el de efectos fijos.

Cuadro 01

Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg liquidez concentracion, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =       70
Group variable: Ncompañia             Number of groups =        5

R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.0030                    min =          14
    between = 0.5015                    avg =         14.0
    overall = 0.0488                    max =          14

corr(u_i, Xb) = -0.4161                 F(1, 64)        =       0.19
                                         Prob > F        =       0.6636
```

liquidez	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	.0022149	.0050692	0.44	0.664	-.007912	.0123419
_cons	.5671786	.3609129	1.57	0.121	-.1538278	1.288185
sigma_u	.56379247					
sigma_e	.6225019					
rho	.45063115	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(4, 64) = 9.50          Prob > F = 0.0000
```

Cuadro 02

Modelo de efectos aleatorios

. xtreg liquidez concentracion, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       84
Group variable: Ncompañia              Number of groups =        6

R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.0003                      min =          14
    between = 0.0037                     avg =         14.0
    overall = 0.0022                     max =          14

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(1)    =       0.01
                                          Prob > chi2     =       0.9223
    
```

liquidez	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0005865	.0060158	-0.10	0.922	-.0123773	.0112043
_cons	.2487607	.3676405	0.68	0.499	-.4718015	.9693229
sigma_u	.43676493					
sigma_e	.30548695					
rho	.67149977 (fraction of variance due to u_i)					

Se obtuvo a través de la prueba de Hausman un chi-cuadrado de 6.20 y un valor p de 0.0128; los cuales indicarían la no aceptación de la hipótesis nula del modelo: Los efectos individuales y las variables explicativas no correlacionan. Esto debido a que el valor p está por debajo del nivel de significancia; así como el chi cuadrado es mayor al valor crítico, considerando los grados de libertad. De esta forma, el modelo adecuado es el de efectos fijos.

Cuadro 03

Prueba de Hausman

```
. hausman liquidezF liquidezA
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) liquidezF	(B) liquidezA		
concentrac~n	.0022149	-.0000649	.0022798	.0009154

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
 = 6.20
 Prob>chi2 = 0.0128

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial liquidez concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =           65
                                F(1, 4)         =           0.64
                                Prob > F             =          0.4696
                                R-squared            =          0.0044
                                Root MSE         =          .73417
```

(Std. Err. adjusted for 5 clusters in Ncompañia)

D.liquidez	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
concentracion						
D1.	.002713	.0034003	0.80	0.470	-.0067278	.0121538

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
```

```
H0: no first-order autocorrelation
```

```
F( 1, 4) = 4.799
Prob > F = 0.0936
```

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 4.799 y un valor p de 0.0936, con lo que se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula, indicando que hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
```

```
chi2 (5) = 32907.97
Prob>chi2 = 0.0000
```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heterocedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtpcse liquidez concentracion, het
```

```
Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors
```

```
Group variable:  Ncompañia          Number of obs   =       70
Time variable:   Año                 Number of groups =        5
Panels:          heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: no autocorrelation          min =       14
                                                avg  =       14
                                                max  =       14
Estimated covariances =          5          R-squared       =    0.0488
Estimated autocorrelations =          0          Wald chi2(1)    =    5.34
Estimated coefficients =          2          Prob > chi2     =    0.0208
```

liquidez	Het-corrected				
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
concentracion	-.0095319	.0041244	-2.31	0.021	-.0176157 - .0014482
_cons	1.38555	.3209572	4.32	0.000	.7564854 2.014615

Anexo 14. Modelo de volatilidad de la Bolsa de Valores de Lima (Energía eléctrica)

Se realizó la prueba de Hausman, en donde se evidencia una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, puesto que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado, en donde si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, el modelo apropiado será el de efectos aleatorios; mientras que, si existe correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo más eficaz será el de efectos fijos.

Cuadro 01

Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg volatilidad concentracion, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	70
Group variable: Ncompañia	Number of groups	=	5
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.0031	min =		14
between = 0.4054	avg =		14.0
overall = 0.0218	max =		14
	F(1, 64)	=	0.20
corr(u_i, Xb) = -0.3834	Prob > F	=	0.6580

volatilidad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	.0023179	.0052115	0.44	0.658	-.0080933	.012729
_cons	.2076226	.3710415	0.56	0.578	-.533618	.9488631
sigma_u	.42825123					
sigma_e	.63997158					
rho	.30929282	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(4, 64) = 5.35	Prob > F = 0.0009
--	-------------------

Cuadro 02

Modelo de efectos aleatorios

. xtreg volatilidad concentracion, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =           70
Group variable: Ncompañia              Number of groups =            5

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.0031                      min =           14
    between = 0.4054                     avg =          14.0
    overall = 0.0218                     max =           14

                                         Wald chi2(1)    =            0.00
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2    =            0.9857
    
```

volatilidad	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0000894	.0050026	-0.02	0.986	-.0098943	.0097154
_cons	.375335	.3856564	0.97	0.330	-.3805377	1.131208
sigma_u	.32347435					
sigma_e	.63997158					
rho	.20349242	(fraction of variance due to u_i)				

Se obtuvo a través de la prueba de Hausman un chi-cuadrado de 2.72 y un valor p de 0.0994; los cuales indicarían la aceptación de la hipótesis nula del modelo: Los efectos individuales y las variables explicativas no correlacionan. Esto debido a que el valor p está por encima del nivel de significancia; así como el chi cuadrado es menor al valor crítico, considerando los grados de libertad. De esta forma, el modelo adecuado es el de efectos aleatorios.

Cuadro 03

Prueba de Hausman

```
. hausman volatilidadF volatilidadA
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) volatilidadF	(B) volatilidadA		
concentrac~n	.0023179	-.0000894	.0024073	.0014608

```
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```
chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
          =          2.72
Prob>chi2 =          0.0994
```

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial volatilidad concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =          65
                                F(1, 4)         =          0.03
                                Prob > F             =          0.8774
                                R-squared            =          0.0000
                                Root MSE         =          .87309
```

(Std. Err. adjusted for 5 clusters in Ncompañia)

D.volatilidad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion Dl.	-.0000267	.0001626	-0.16	0.877	-.0004783	.0004248

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
```

```
H0: no first-order autocorrelation
```

```
F( 1, 4) = 186.452
```

```
Prob > F = 0.0002
```

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 186.452 y un valor p de 0.0002, con lo que se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula, indicando que hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

```
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
```

```
chi2 (5) = 48299.44
```

```
Prob>chi2 = 0.0000
```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heteroscedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtprcse volatilidad concentracion, het c(ar1)

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañia          Number of obs   =       70
Time variable:  Año                 Number of groups =        5
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: common AR(1)              min =       14
                                              avg =       14
                                              max =       14

Estimated covariances   =         5      R-squared       =    0.0018
Estimated autocorrelations =         1      Wald chi2(1)     =     1.18
Estimated coefficients  =         2      Prob > chi2     =    0.2781
```

volatilidad	Het-corrected					[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
concentracion	-.0022246	.0020513	-1.08	0.278	-.006245	.0017958	
_cons	.5234976	.2752418	1.90	0.057	-.0159664	1.062961	
rho	.4881559						

Anexo 15. Modelo de valoración de la Bolsa de Valores de Lima (Energía eléctrica)

Se realizó la prueba de Hausman, en donde se evidencia una comparación entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Este análisis es crucial en la evaluación de datos de panel, puesto que permite seleccionar el modelo más eficaz para un conjunto de datos determinado, en donde si los efectos individuales no correlacionan con las variables explicativas, el modelo apropiado será el de efectos aleatorios; mientras que, si existe correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, el modelo más eficaz será el de efectos fijos.

Cuadro 01

Modelo de efectos Fijo

```
. xtreg valoracion concentracion, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =       70
Group variable: Ncompañía             Number of groups =        5

R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.0002                    min =          14
    between = 0.2179                   avg =         14.0
    overall = 0.0150                    max =          14

corr(u_i, Xb) = 0.2562                  F(1, 64)        =       0.01
                                          Prob > F         =       0.9078
```

valoracion	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.0492028	.4232654	-0.12	0.908	-.8947726	.7963671
_cons	27.26767	30.13512	0.90	0.369	-32.93416	87.46949
sigma_u	25.436454					
sigma_e	51.976995					
rho	.19321779	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u i=0: F(4, 64) = 3.13          Prob > F = 0.0204
```

Cuadro 02

Modelo de efectos aleatorios

```
. xtreg valoracion concentracion, re
```

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	70	
Group variable: Ncompañia	Number of groups	=	5	
R-sq:				
within = 0.0002	Obs per group:	min =	14	
between = 0.2179		avg =	14.0	
overall = 0.0150		max =	14	
corr(u_i, X) = 0 (assumed)				
	Wald chi2(1)	=	0.18	
	Prob > chi2	=	0.6706	

valoracion	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
concentracion	-.1685626	.3963542	-0.43	0.671	-.9454024	.6082773
_cons	35.58316	29.99148	1.19	0.235	-23.19907	94.36538
sigma_u	22.25848					
sigma_e	51.976995					
rho	.15496794	(fraction of variance due to u_i)				

Se obtuvo a través de la prueba de Hausman un chi-cuadrado de 0.65 y un valor p de 0.4216; los cuales indicarían la aceptación de la hipótesis nula del modelo: Los efectos individuales y las variables explicativas no correlacionan. Esto debido a que el valor p está por encima del nivel de significancia; así como el chi cuadrado es menor al valor crítico, considerando los grados de libertad. De esta forma, el modelo adecuado es el de efectos aleatorios.

Cuadro 03

Prueba de Hausman

```
. hausman valoracionF valoracionA
```

	—— Coefficients ——			
	(b) valoracionF	(B) valoracionA	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
concentrac~n	-.0492028	-.1685626	.1193598	.1485159

```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```

chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
          =          0.65
Prob>chi2 =          0.4216

```

Evaluación de los supuestos a través de la prueba de autocorrelación de Wooldrige y de la prueba de heterocedasticidad de Wald

Prueba de autocorrelación de Wooldrige

A través de la prueba de Wooldrige, se puede evidenciar la posible existencia de autocorrelación en los errores de los modelos de datos de panel, lo cual sucede comúnmente debido a la naturaleza de los datos temporales. De esta manera, esta prueba es de gran utilidad, ya que, en modelos de datos de panel, se analizan diversas entidades a lo largo del tiempo. En el caso en el que se evidencie autocorrelación, se da a entender que el modelo puede estar mal especificado o que variables importantes hayan sido omitidas, lo cual podría generar incorrectos errores estándar y estimaciones sesgadas. En esta oportunidad, la prueba de Wooldridge ha sido elaborada a través de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 04

Prueba de Wooldridge

```
. xtserial valoracion concentracion, output
```

```
Linear regression                Number of obs   =          65
                                F(1, 4)         =           1.00
                                Prob > F             =          0.3746
                                R-squared             =          0.0002
                                Root MSE          =          59.053
```

(Std. Err. adjusted for 5 clusters in Ncompañia)

D.valoracion	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
concentracion Dl.	-.0473821	.0474624	-1.00	0.375	-.1791589	.0843947

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
```

```
H0: no first-order autocorrelation
```

```
      F( 1,      4) =      6.593
      Prob > F =      0.0621
```

Se puede observar que el modelo resulta en un valor F de 6.593 y un valor p de 0.0621 con lo que se puede concluir que no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, indicando que no hay evidencia de autocorrelación.

Prueba de heterocedasticidad de Wald

La heterocedasticidad hace referencia a la idea de que la varianza de los errores no muestra constancia a lo largo de las observaciones. Esto puede conducir a la invalidez de las estimaciones e inferencias estadísticas, puesto que uno de los supuestos principales de los modelos de regresión es que los errores tienen una varianza constante.

Cuadro 05

Prueba de Wald

```
. xttest3
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
```

```
chi2 (5) =      3.1e+06
Prob>chi2 =      0.0000
```

De esta forma, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, con lo que se puede asumir la existencia de heteroscedasticidad.

Estimación robusta

Con el fin de asegurar el modelo y permitir que este sea más confiable, se utiliza la estimación robusta, la cual mitiga los efectos de heterocedasticidad y autocorrelación.

Cuadro 06
Estimación robusta

```
. xtpcse valoracion concentracion, het

Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:  Ncompañia          Number of obs   =       70
Time variable:  Año                  Number of groups =        5
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group:
Autocorrelation: no autocorrelation          min =       14
                                                avg =       14
                                                max =       14

Estimated covariances   =        5      R-squared       =    0.0150
Estimated autocorrelations =        0      Wald chi2(1)    =    4.45
Estimated coefficients   =        2      Prob > chi2     =    0.0349
```

valoracion	Het-corrected					[95% Conf. Interval]
	Coef.	Std. Err.	z	P> z		
concentracion	-.3754689	.1779904	-2.11	0.035	-.7243236	-.0266141
_cons	49.99779	18.27311	2.74	0.006	14.18314	85.81243

BIBLIOGRAFÍA

- Fuentes, C., Fuertes, A. e Inouye, G. (2007). Estrategias de portafolio : riesgos implícitos de inversión en la Bolsa de Valores de Lima. Documentos de Investigación aplicada, pp. 1-30. Lima: ESAN.
- Acharya, V., & Pedersen, L. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77(2), 375–410. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.06.007>
- Amer Al-Jaifi, H., Hussein Al-rassas, A., & Ali AL-Qadasi, A. (2017). Corporate governance strength and stock market liquidity in Malaysia. *International Journal of Managerial Finance*, 13(5), 592–610. <https://doi.org/10.1108/IJMF-10-2016-0195>
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223–249. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90065-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90065-6)
- Arias Fernández, X. (2017). Riesgo de liquidez y riesgo de mercado que afrontan las empresas productoras de materiales de construcción derivados del acero en el Cantón Cuenca [Tesis de Maestría, Universidad del Azuay]. <https://dspace.uazuay.edu.ec/bitstream/datos/7479/1/13375.pdf>
- Baker, M., & Stein, J. C. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271–299. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2003.11.005>
- BCRP. (2019). Informe Económico y Social Región Cajamarca. Banco Central de Reserva Del Perú, 2, 204. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Proyeccion-Institucional/Encuentros-Regionales/2019/cajamarca/ies-cajamarca-2019.pdf>
- Bebchuk, L. A., & Weisbach, M. S. (2010). The State of Corporate Governance Research. *Review of Financial Studies*, 23(3), 939–961. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp121>
- Black, F., & Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637–654. <https://doi.org/10.1086/260062>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Brunnermeier, M. K., & Pedersen, L. H. (2009). Market Liquidity and Funding Liquidity. *Review of Financial Studies*, 22(6), 2201–2238. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn098>

- Chávez Sedano, V. (2021). Análisis comparativo de la liquidez y rentabilidad en empresas turísticas en el contexto de la crisis sanitaria COVID-19. Universidad Peruana Unión.
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2001). Market Liquidity and Trading Activity. *The Journal of Finance*, 56(2), 501–530. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00335>
- Claessens, S., Djankov, S., & Lang, L. H. P. (2000). The separation of ownership and control in East Asian Corporations. *Journal of Financial Economics*, 58(1–2), 81–112. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00067-2](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00067-2)
- Cotrina Trujillo, J. (2016). Diseño del proceso de compras corporativas y su incidencia en los resultados económico – financiero de la Universidad César Vallejo SAC: 2013-2014. Universidad Nacional de Trujillo.
- Damodaran, A. (2012). Investment valuation: Tools and techniques for determining the value of any asset (R. J. Baker, Ed.). Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781119201779>
- Díaz Canosa, S. (2018, February 20). Introducción a la Gestión de Riesgos Financieros. EALDE Business School. <https://www.ealde.es/gestion-de-riesgos-financieros/>
- Díaz Cornejo, L. (2021). Indicadores financieros para el análisis contable en la empresa TERRACLIMA J & A E.I.R.L durante la crisis sanitaria. Universidad Cesar Vallejo.
- El-Masry, A., & ElGhouty, A. (2017). Effect of Ownership Structure on Firm Stock Return Performance: Evidence from the Egyptian Stock Market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 64–82.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- García Martínez, E. F. (2018). Concentración de la propiedad y su efecto sobre la liquidez de las acciones del mercado bursátil colombiano, periodo 2010-2016. *Revista Finanzas y Política Económica*, 10(2), 327–348. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2018.10.2.5>

- Hameed, A., Kang, W., & Viswanathan, S. (2010). Stock Market Declines and Liquidity. *The Journal of Finance*, 65(1), 257–293. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01529.x>
- Harris, L. (1990). Liquidity, Trading Rules, and Electronic Trading Systems. *The Journal of Finance*, 45(1), 137–156. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb05084.x>
- Hasbrouck, J. (2009). Trading Costs and Returns for U.S. Equities: Estimating Effective Costs from Daily Data. *The Journal of Finance*, 64(3), 1445–1477. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01469.x>
- Hull, J. , & White, A. (1987). A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information. *The Journal of Finance*, 42(3), 483–510. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x>
- Hunjra, A. I., Perveen, U., Li, L., Chani, M. I., & Mehmood, R. (2020). Impact of ownership concentration, institutional ownership and earnings management on stock market liquidity. *Corporate Ownership and Control*, 17(2), 77–87. <https://doi.org/10.22495/cocv17i2art7>
- Koller, T., Goedhart, M., & Wessels, D. (2010). Valuation: Measuring and managing the value of companies.
- Kyle, A. S. (1985). Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 53(6), 1315. <https://doi.org/10.2307/1913210>
- Morck, R., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1988). Management ownership and market valuation. *Journal of Financial Economics*, 20, 293–315. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90048-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90048-7)
- Mosquera, J. O. (2013). Crisis financiera de 2008: causas, consecuencias y situación actual del sistema financiero. <https://repositorio.comillas.edu/rest/bitstreams/411173/retrieve>
- Orellana Nirian, P. (2022, May 3). Crecimiento económico: Qué es, definición y concepto. *Economipedia*. <https://economipedia.com/definiciones/crecimiento-economico.html>
- Pástor, L., & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642–685. <https://doi.org/10.1086/374184>
- Porta, R. La, Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (1998). Corporate Ownership Around the World. <https://doi.org/10.3386/w6625>

- Schwert, W. (1989). Why Does Stock Market Volatility Change Over Time? *The Journal of Finance*, 44(5), 1115–1153. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02647.x>
- Toro Díaz, J., Carmona Grajales, J., & Torres, M. T. (2018). Riesgo financiero en las empresas españolas. *Revista Económico*, 46, 52–61. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=7021671>
- Vera, M., Kalas, B., Djokic, I., Milicevic, N., Djokic, N., & Djakovic, M. (2023). Préstamos Verdes en Cartera Bancaria: Financiero y Marketing Trascendencia. *Info Annotations Notebook*.