PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES



Rentabilidad de la Bolsa de Valores como cobertura inflacionaria: El caso peruano 2003-2019

TESIS PARA OPTAR EL TÍTULO DE LICENCIADA EN ECONOMÍA

AUTORA

Claudia Alejandra Rojas Arias

ASESOR

Paul Larú Collazos Tamariz

RESUMEN

El presente estudio tiene por objetivos analizar la relación existente entre inflación y rentabilidad de las acciones cotizadas en la BVL con la finalidad de determinar si la rentabilidad de las acciones puede coberturar a los inversionistas de la inflación; asimismo, identificar el orden causal entre ambas variables durante el periodo de enero del 2003 a diciembre del 2019. Para ello, se toman como referencia la hipótesis generalizada de Fisher (1930), la hipótesis de efecto proxy de Fama (1981) y finalmente la hipótesis de causalidad inversa de Geske y Roll (1983). El análisis de la relación existente entre ambas variables se realiza a partir de la estimación del modelo VAR y su función de impulso respuesta, donde los resultados del estudio muestran que existe una relación negativa entre ambas variables; por lo cual, se descarta la hipótesis generalizada de Fisher y la posibilidad de que la rentabilidad de las acciones funcione como una cobertura de inflación parcial o total; con ello, se da paso al análisis del canal de transmisión de la hipótesis de efecto proxy y de causalidad inversa concluyéndose que la lógica detrás de las hipótesis no se cumple a cabalidad y esto puede deberse a que fueron desarrolladas para contextos económicos distintos al investigado. Para la identificación del orden causal se emplea el test de causalidad de Granger y se estima un modelo SVAR, donde los hallazgos no muestran resultados consistentes, debido, a que ambas variables se causan entre sí; sin embargo, con la metodología de Bhattacharjee y Christev (2016) se obtiene que el orden causal explicado en la hipótesis de efecto proxy es el que llega a cumplirse para el caso peruano durante el periodo de análisis.

Clasificación JEL: E31, G10 y G12.

Palabras Clave: rentabilidad de las acciones, inflación, cobertura de inflación, hipótesis generalizada de Fisher, hipótesis de efecto proxy e hipótesis de causalidad inversa.

<u>ÍNDICE</u>

1. INTRODUCCIÓN	1
2. REVISIÓN DE LA LITERATURA	1
3. HECHOS ESTILIZADOS	8
4. METODOLOGÍA	14
4.1 MODELO DE VECTOR AUTORREGRESIVO	14
4.2 FUNCIÓN DE IMPULSO RESPUESTA	
4.3 METODOLOGÍA DE IDENTIFICACIÓN	
4.3.1 TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER	15
4.3.2 MODELO ESTRUCTURAL DE VECTOR AUTORREGRESIVO (SVAR)	15
4.3.3 METODOLOGÍA DE BHATTACHARJEE Y CHRISTEV	17
5. ESPECIFICACIONES ECONOMÉTRICAS DEL MODELO TEÓRICO	18
5.1 ESPECIFICACIÓN VAR DE LA HIPÓTESIS GENERALIZADA DE FISHER	18
5.2 ESPECIFICACIÓN VAR DE LA HIPÓTESIS DE EFECTO PROXY	19
5.3 ESPECIFICACIÓN VAR DE LA HIPÓTESIS DE CAUSALIDAD INVERSA	
6. RESULTADOS	21
6.1 ANÁLISIS DE IDENTIFICACIÓN	
7. CONCLUSIÓN	
BIBLIOGRAFÍA	37
ANEXO	40
APÉNDICE	46

<u>AGRADECIMIENTOS</u>

Quiero agradecer a Dios por brindarme fortaleza y bendecirme cada día.

A mi familia, por estar siempre a mi lado, brindarme su amor incondicional e inculcarme buenos valores. En especial a mi madre (Olga Arias), por todo el sacrificio y esfuerzo realizado en todos estos años, asimismo, por enseñarme a luchar por mis sueños y nunca rendirme ante las adversidades.

A mi asesor (Paul Collazos) por brindarme su apoyo desde el primer momento que lo solicité.

1. INTRODUCCIÓN

La incertidumbre que genera el poder adquisitivo futuro es una de las mayores preocupaciones de los inversionistas; motivo por el cual, a partir de la década de 1970 se despertó el interés por investigar la existencia de un mecanismo de protección contra el riesgo inflacionario, reavivando la propuesta que planteó Fisher en 1930.

Fisher (1930) afirmó que la tasa de interés nominal consiste en una tasa real más la tasa de inflación esperada. De ello, surge la hipótesis generalizada de Fisher, la cual establece que el rendimiento nominal esperado de cualquier activo debe ser igual al interés real más una prima de riesgo real (si corresponde), más la inflación esperada. A partir de esta hipótesis se espera que las acciones brinden protección contra cambios en el nivel de precios, mediante una relación positiva entre rentabilidad de las acciones e inflación. Sin embargo, con el pasar de los años la hipótesis generalizada de Fisher es rebatida por diversos investigadores cuya evidencia empírica muestra que el argumento de la hipótesis no es del todo válido, debido a que no llega a cumplirse en el caso de acciones, porque la relación existente entre la rentabilidad de las acciones y la inflación es negativa, y no positiva como debería ser si se cumpliese la hipótesis en mención.

Por ello, el primero en formular otra hipótesis es Fama (1981) quien plantea una nueva relación entre inflación y rentabilidad de las acciones comunes, la cual es denominada como la hipótesis de efecto proxy, término que se debe a la relación por aproximación que existe entre la rentabilidad de las acciones y las variables reales que son fundamentales para los valores patrimoniales, donde la relación negativa es inducida por relaciones negativas entre inflación y actividad real que a su vez se explica por una combinación de la teoría de la demanda de dinero y la teoría cuantitativa del dinero.

La hipótesis de efecto proxy se refiere al hecho de que la relación negativa entre la rentabilidad de las acciones e inflación no es directa; debido a que, la inflación se relaciona negativamente con la actividad económica real, la que a su vez se relaciona positivamente con la rentabilidad de las acciones. Finalmente, se puede decir que la hipótesis del efecto proxy asigna mayor peso a las medidas de actividad real.

Luego, Geske y Roll (1983), plantean una nueva hipótesis explicando la existencia de un vínculo fiscal y monetario entre la inflación y la rentabilidad de las acciones, a la cual se denomina como la hipótesis de causalidad inversa. Los autores verifican la relación negativa entre inflación y rendimiento de las acciones; donde el canal de transmisión indica que cambios en las condiciones económicas mueven en la misma dirección los ingresos corporativos y personales en respuesta el precio de las acciones se mueven en la misma dirección, induciendo al mismo cambio a los ingresos del gobierno. Si los gastos

del gobierno superan a los ingresos se genera déficit fiscal, ocasionando que el gobierno incurra en deuda y la monetice expandiendo la oferta monetaria generando un incremento en la tasa de inflación. A diferencia de la hipótesis de efecto proxy, la hipótesis de causalidad inversa le atribuye mayor peso a las medidas de política monetaria.

Las tres hipótesis establecidas en la literatura fueron elaboradas para estudiar la relación entre inflación y rentabilidad de las acciones bajo un contexto inflacionario en una economía desarrollada; sin embargo, en esta investigación se busca analizar la relación explicada, pero bajo condiciones económicas distintas como fue el contexto económico peruano del periodo 2002 al 2019 donde la situación económica fue estable con metas de inflación¹ en una país en vías del desarrollo.

El objetivo del presente estudio es analizar la relación existente entre la inflación y la rentabilidad de las acciones cotizadas en la Bolsa de Valores de Lima en una economía estable y en vías de desarrollo como la peruana durante el periodo del 2003 al 2019², ello con la finalidad de determinar la posible existencia de cobertura de inflación e identificar la relación causal entre las variables en mención. En este análisis se toman como base las hipótesis planteadas por Fisher, Fama, y Geske y Roll con la finalidad de verificar si alguna de estas hipótesis se cumple de forma parcial o total bajo condiciones económicas distintas para las que fueran creadas.

En lo que respecta a Perú hasta el momento se han realizado dos investigaciones respecto a este tema, primero Branch (1974) empleando la hipótesis generalizada de Fisher y luego Adrangi, Chatrath y Shark (1999) utilizan la hipótesis del efecto proxy; no obstante, en estas investigaciones no solo se estudia la situación de Perú sino también diversos países bajo situaciones económicas de alta inflación. Sin embargo, una investigación exclusiva para Perú fue la realizada por Cáceres y Nagamine (1995) donde analizaron los efectos de la política monetaria en los retornos de la BVL durante el periodo hiperinflacionario de 1984 a 1991; si bien es cierto no analizan las hipótesis descritas, mediante la política monetaria tratan de examinar la relación entre inflación y rentabilidad de las acciones.

¹ Este esquema constituye una de las reformas estructurales más importante de las implementadas por el Banco Central de Reserva del Perú en el año 2002. Su implementación representa un esquema de política monetaria cuya finalidad es inducir a la inflación de precios al consumidor a mantenerse estable en el horizonte de proyección y dentro del rango meta establecida. En términos prácticos, se adoptó el valor de 2.5% +/- 1; sin embargo, en el año 2007 este se redujo para ser situado en un punto de 2% +/- 1. (Pérez, 2017)

_

² Cabe recalcar que los datos respecto a la rentabilidad de la Bolsa de Valores de Lima solo se encuentran disponibles a partir del año 1999. Debido a ello es que esta investigación se centrara en la etapa posterior a la implementación del esquema de metas de inflación.

En lo que respecta a la relevancia de la investigación, se puede decir que es la primera investigación exclusiva para la economía peruana donde se analizan las tres hipótesis establecidas en la literatura; además, hasta el momento no existen investigaciones que tomen como base las hipótesis ya expuestas para analizar la relación entre inflación y rentabilidad de las acciones bajo un esquema de metas de inflación en una economía estable.

El presente estudio muestra una división de siete secciones incluida esta introducción. La segunda sección presenta la revisión de literatura que abarca investigaciones desde la década de los años setenta. La tercera sección contiene una serie de hechos estilizados. Luego, la cuarta sección muestra la metodología detallando las diferentes herramientas econométricas empleadas para responder a los objetivos planteados. En la quinta sección se presenta el modelo teórico correspondiente a cada una de las tres hipótesis presentadas líneas arriba. La sexta sección muestra los resultados a detalle y responden a los objetivos planteados. La séptima sección presenta las conclusiones del estudio.



2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Durante décadas la inflación fue considerada como un peligro latente para los inversionistas, motivo por el cual, la teoría económica tomaba como base la hipótesis generalizada de Fisher (1930), la cual aparentemente ofrece una solución ante el riesgo inflacionario, dando inicio a una serie de investigaciones que buscan estudiar la hipótesis mencionada, investigaciones que en la década de 1970 toman mayor fuerza debido al contexto económico mundial. Dado ello, es importante y necesario hacer un recuento de las investigaciones más destacadas sobre el tema en mención.

En primer lugar, tenemos la definición de cobertura establecida por Reilly, Jhonson y Smith (1970) donde definen la cobertura como "una transacción destinada a proteger contra la perdida generada por la inflación; es decir, la cobertura inflacionaria es la adquisición de un activo que sería una salvaguarda contra un aumento en el nivel general de precios. Específicamente, una cobertura de inflación es un activo que genera un rendimiento igual al aumento en el nivel general de precios".

A lo largo del tiempo se realizaron diversos estudios que tienen como finalidad comprobar la hipótesis generalizada de Fisher. Sin embargo, los resultados obtenidos contradicen dicha hipótesis, porque se demuestra la relación negativa existente entre inflación y retorno de las acciones.

Una de las primeras investigaciones es la realizada por Reilly et al.(1970) donde analizan la existencia de una relación positiva entre el retorno del mercado de acciones y la inflación, en esta investigación los autores plantean que una acción actuará como cobertura de inflación completa, si la tasa de rendimiento real es mayor que la tasa de rendimiento normal requerida y se tratará de una cobertura parcial, si la tasa de rendimiento nominal es igual al retorno normal requerido; sin embargo, los resultados obtenidos para datos estadounidenses revelan que existe una relación negativa entre la inflación y el retorno de acciones comunes para 5 periodos inflacionarios durante 1941 y 1967.

Otros estudios como Oudet (1973), Branch (1974), Linter (1975), Nelson (1976) y Fama (1977) estudian la existencia de cobertura inflacionaria tomando como base la teoría económica de la hipótesis que Fisher plantea, la existencia de una relación positiva entre la inflación y la rentabilidad del mercado de acciones, donde la rentabilidad de las acciones actúa como cobertura de inflación. Sin embargo, encuentran resultados que no son consistentes con la teoría económica prevaleciente durante años.

Oudet (1973) preocupado por la inflación generada entre 1953 a 1970 en los Estados Unidos de Norteamérica busca comprobar la hipótesis generalizada de Fisher la cual plantea que la inversión en acciones sirve de cobertura inflacionaria. Los resultados obtenidos reflejan una relación negativa entre la

inflación y la rentabilidad de las acciones. Lo cual genera que el autor determine que dicha inversión no ayuda a coberturar a los inversionistas del riesgo inflacionario.

Branch (1974) parte del hecho de que el valor real de las ganancias es independiente de la tasa de inflación, porque las empresas pueden compensar el aumento de los costos al aumentar los precios. Si las ganancias en términos reales no se ven afectadas por la inflación, tampoco el valor real del precio de las acciones. Si bien estudios previos sugieren que las existencias no presentan una cobertura completa de la inflación, ninguno de ellos indica en qué medida, en todo caso, las existencias pueden ser una cobertura parcial.

Utilizando datos durante el período de 1953 a 1969 para una muestra de 22 países, la mayoría industrializados (Austria, Canadá, Dinamarca, Finlandia, Francia, Italia, Japón, Países Bajos, Nueva Zelanda, Noruega, Sudáfrica, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos) pero también países europeos menos desarrollados (Irlanda, Portugal y España) así como cuatro países latinoamericanos (Chile, Colombia, México y Perú), el autor encuentra que en el corto plazo el mercado de acciones se mueve en sintonía con el ciclo económico. Sin embargo, en el largo plazo las existencias parecen presentar cobertura parcial para tasas de inflación moderadas, donde el rendimiento de las acciones tiende a compensar aproximadamente un 50% de la tasa de inflación.

Bodie (1976) examina la efectividad de las acciones comunes como cobertura de inflación para una cartera diversificada de acciones donde la efectividad de cobertura utilizada es la reducción proporcional en la varianza del rendimiento real de un bono nominal alcanzable combinado con una cartera de acciones que depende de dos parámetros.

El primero es la proporción de varianza del componente estocástico no inflacionario del rendimiento real en común existencia a la variación de la inflación no prevista, planteando que a mayor varianza, menos efectivo es el patrimonio como cobertura de inflación. El segundo parámetro es la diferencia entre el rendimiento nominal del bono y el coeficiente de inflación no anticipado en la ecuación para el retorno real del patrimonio, donde a mayor valor absoluto de esta diferencia, más efectivo es el patrimonio como cobertura de inflación.

El autor explora esta propuesta utilizando datos mensuales, trimestrales y anuales, durante el periodo de 1953 a 1972 para Estados Unidos, a partir de ello se observa que la relación entre el rendimiento real del patrimonio y la inflación esperada e inesperada es negativa y las acciones comunes no cumplen con el objetivo de cobertura de la inflación en el corto plazo.

Nelson (1976) investiga empíricamente la relación existente entre el rendimiento de las acciones comunes y la tasa de inflación durante el periodo de postguerra, para ello toma como base la hipótesis generalizada de Fisher y establece que los inversores serán compensados a través del poder adquisitivo. Mediante regresiones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) hasta con cuatro rezagos, durante el periodo de 1953 a 1974 para datos estadounidenses

encuentra que existe una uniformidad negativa con correlaciones estadísticamente fuertes entre la tasa de rendimiento de las acciones y la tasa de inflación. Finamente concluye con que los datos presentados no respaldan la hipótesis generalizada de Fisher.

Fama (1977) realiza un análisis sobre la cobertura que pueden ofrecer diferentes activos como el sector inmobiliario, instrumentos de deuda del gobierno (bonos y letras), capital humano y acciones comunes durante el periodo de 1953 a 1971 para datos mensuales, trimestrales y semestrales de Estados Unidos. Los resultados obtenidos son que la mayoría de estos activos resultan ser coberturas completas o parciales; sin embargo, el resultado que destaca es el resultado anómalo obtenido respecto a las acciones comunes que resulta ser el único activo que no cumple con la función de coberturar contra la inflación, dado que existe una relación negativa entre las acciones comunes y la inflación, confirmando los hallazgos obtenidos en las investigaciones previas de otros autores. Cabe recalcar que los resultados se mantienen para todos los plazos de evaluación.

A partir de las investigaciones mencionadas es que en la década de 1980 se reformula la hipótesis planteada por Fisher, tanto es así que se considera que esta década marcó un cambio estructural en la teoría económica de protección sobre el riesgo inflacionario, debido al nuevo planteamiento de la relación existente entre la inflación y la rentabilidad accionaria. La hipótesis de efecto proxy y la de causalidad inversa sustentan que las acciones no cumplen con la función de coberturar a los inversionistas de la inflación; ambas hipótesis siguen la misma lógica, pero una le atribuye más peso a la actividad real y la otra a la política monetaria; además, plantean un orden causal distinto.

Fama (1981) sostiene que la relación negativa encontrada en investigaciones previas entre el rendimiento de las acciones y la inflación se debe a un efecto proxy, el cual es inducido por la relación negativa entre la inflación y la actividad real que se explica por la combinación de la teoría cuantitativa del dinero y la demanda del dinero. El canal de transmisión de efecto proxy se da que ante un aumento de la tasa de inflación se reducirá la actividad económica real y a su vez la demanda del dinero, donde la reducción de la actividad económica real afecta negativamente a las ganancias corporativas futuras impactando en el precio de las acciones.

Además, la hipótesis de efecto proxy establece que la actividad real debería dominar medidas de política monetaria cuando ambas se usan como variables explicativas en el rendimiento real de las acciones entre ambos indicadores. Utilizando datos mensuales y trimestrales durante 1953 a 1977 para Estados Unidos, los resultados obtenidos muestran que la actividad real logra explicar las relaciones negativas entre rendimientos reales de las acciones comunes y la inflación esperada.

Geske y Roll (1983) sostienen la existencia de una relación inversa y negativa, donde los retornos del mercado de acciones establecen cambios en el proceso inflacionario, debido a un vínculo fiscal y monetario. Además, concluyen que la vinculación fiscal y monetaria del rendimiento de las acciones con el crecimiento de la base monetaria está firmemente en su lugar. Por lo tanto, el rendimiento de las acciones indica un cambio en la inflación esperada.

Benderly y Zwick (1985) tratan de extender la hipótesis de efecto proxy y parten del supuesto de la existencia de una relación espuria entre la tasa de inflación y los retornos reales de las acciones. Primero, analizan la relación positiva entre los retornos reales de activos corrientes y el crecimiento de la producción, seguido del análisis de la relación negativa entre la inflación corriente y el crecimiento del producto, para luego realizar una explicación de la relación inversa entre la inflación y la producción basada en el equilibrio real del modelo de desempleo y producción. Utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para Estados Unidos con datos de frecuencia anual entre 1954 a 1976, 1956 a 1974 y 1956 a 1981, los autores finalmente concluyen que la hipótesis de efecto proxy se cumple para los periodos de análisis.

A partir de las nuevas hipótesis que plantean la existencia de una relación negativa entre la inflación y la rentabilidad del mercado de acciones surgen las investigaciones realizadas por Benderly y Zwick (1985), James, Koreisha y Partch (1985), Lee (1992), Solnik y Solnik (1997), Kaul (1997) Park (2000), Schotman y Schweitzer (2000), entre otros. Estos estudios buscan determinar cuál es la teoría que se cumple tomando como base la hipótesis de efecto proxy y/o la de causalidad inversa.

James et al. (1985) estimando bajo el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) obtienen que la rentabilidad accionaria es explicada por la inflación esperada y no esperada estableciéndose una relación negativa. Bajo la estimación del modelo de vector autorregresivo de medias móviles (VARMA) empleando un sistema de 4 variables (rendimiento de las acciones, cambios en la inflación esperada y la tasa de crecimiento de la base monetaria), para el periodo de 1962 a 1981 para datos estadounidense de frecuencia mensuales, encuentran que existe una relación negativa y significativa entre el crecimiento de la base monetaria y la rentabilidad de las acciones, que resulta consistente con lo propuesto en la hipótesis de causalidad inversa donde se establece que la inflación es explicada por la rentabilidad accionaria.

Hernández (1990) investiga la relación entre inflación y retorno bursátil en Chile durante el periodo de 1960 a 1988, usando datos de frecuencia mensual, bajo un contexto de distintos regímenes inflacionarios. Para ello, toma como base la hipótesis generalizada de Fisher y la hipótesis de efecto proxy. Los resultados de la investigación muestran una relación negativa, que solo resulta ser significativa para el periodo de 1970 a 1978; sin embargo, el autor demuestra que la relación se debe a un choque puramente monetario por lo cual la hipótesis del efecto proxy no se cumple.

Lee (1992) investiga las relaciones causales e interacciones dinámicas entre el rendimiento de las acciones, tasa de interés, actividad real e inflación tomando como base la hipótesis de efecto proxy la de causalidad inversa para Estados Unidos durante la post guerra; asimismo, compara sus resultados con los obtenidos por James et al. empleando un modelo de vector autorregresivo con 6 rezagos encontrando que la actividad real responde positivamente a choques en el rendimiento de las acciones. Además, observa que el rendimiento de las acciones explica en poca proporción la variación en la inflación, la cual responde negativa y significativamente a la tasa de interés real. Así mismo, señala que una implicancia clave es la correlación negativa existente entre el rendimiento de las acciones y la inflación, la cual contribuye en la determinación de correlación espuria. Finalmente, el autor señala que sus hallazgos son más compatibles con los de la hipótesis del efecto proxy debido a que no existe ningún vínculo entre la rentabilidad de las acciones y la oferta monetaria.

Burneo (1995) examina la relación entre inflación y retorno real en el mercado bursátil ecuatoriano durante el periodo de 1993 a 1995, usando datos de frecuencia mensual, bajo un contexto inflacionario. Para realizar el análisis el autor utiliza la hipótesis generalizada de Fisher y la hipótesis de efecto proxy con el objetivo de comprobar cuál de las dos hipótesis se ajusta mejor a la situación ecuatoriana. Los resultados hallados por el autor no pueden descartar la hipótesis de Fisher, debido a que no se encontró una relación estadística significativa entre el retorno real bursátil y la inflación esperada, no esperada y observada; sin embargo, se debe tener en cuenta que el periodo de estudio de esta investigación es limitado motivo por el cual solo se debe tomar esta investigación como preliminar.

Solnik y Solnik (1997) estudian la validez de la hipótesis generalizada de Fisher a corto y largo plazo para los 8 principales mercados bursátiles, los cuales representan el 85% de la capitalización bursátil mundial, (EE.UU., Alemania, Francia, Países Bajos, Reino Unido, Suiza, Japón y Canadá) usando datos mensuales desde 1958 hasta 1996. La formulación empleada por los autores indica que la tasa real ex-ante de un activo es independiente de la inflación esperada donde el coeficiente de la inflación es igual a 1, planteando que el retorno esperado de las acciones es explicado por la tasa de inflación esperada multiplicada por un coeficiente y una constante donde el coeficiente que acompaña a la inflación esperada es positiva. Utilizando el enfoque de variable instrumental manteniendo periodos entre 1 a 12 meses encuentra que todos los coeficientes son positivos; sin embargo, son menores a 1 en todos los horizontes y la hipótesis de Fisher no puede ser rechazada.

Kaul (1997) explora la relación negativa de la rentabilidad de las acciones y la inflación planteando que esta relación es causada por un proceso de equilibrio monetario el cual depende de la oferta y demanda de dinero. Asimismo, sostiene que la relación negativa entre el rendimiento de las acciones esperadas y la inflación es espuria, y que la hipótesis del efecto proxy se sustenta de la

relación positiva entre el rendimiento de las acciones y la actividad real futura y la relación negativa entre la inflación y la actividad real.

Utilizando datos de cuatro países industrializados (EE. UU., Canadá, Reino Unido y Alemania) observa que la inflación se relaciona negativamente con la actividad real, reforzada por respuestas monetarias anti-cíclicas que explican la relación negativa entre el rendimiento de las acciones y la inflación en el período de posguerra. Por otro lado, la evidencia de la década de 1930 revela diferencias significativas en las relaciones de la inflación y el retorno de acciones como consecuencia de movimientos pro-cíclicos en dinero, precios y retorno de acciones. Específicamente, el retorno de acciones no tiene relación o están positivamente relacionados con las variables de inflación.

Adrangi, Chatrath y Shank (1999) investiga la relación entre rentabilidad de las acciones e inflación de Chile durante el periodo de 1985 a 1995 y de Perú para el periodo de 1990 a 1996, para ello emplearon datos de frecuencia mensual. Los autores utilizaron como base la hipótesis generalizada de Fisher y la hipótesis del efecto proxy, a partir de ello los resultados encontrados muestran la existencia de una relación negativa en ambos países; así mismo, comprueban que la hipótesis del efecto proxy no se cumple, pero de llegar a cumplirse solo sería válida a largo plazo pero no a corto plazo.

Adrangi, Chatrath y Kambiz (1999) examinan la relación entre rentabilidad de las acciones e inflación en dos economías emergentes como Corea del Sur y México, donde el período de estudio cubre de enero de 1978 a marzo de 1996 para Corea y de agosto de 1985 a diciembre 1995 para México para datos de frecuencia mensual provisto por el FMI. En la investigación los autores analizan empíricamente la hipótesis de efecto proxy hallando que esta solo se cumple para Corea y no para México; así mismo, sus resultados apoyan la noción de que la hipótesis de efecto proxy puede ser válida a largo plazo y no a corto plazo.

Park (2000) explora las interdependencias dinámicas entre actividad real, inflación, rentabilidad de acciones y política monetaria utilizando un modelo vectorial autorregresivo (VAR) para capturar las complejidades de las relaciones dinámicas entre la actividad real, la inflación, el rendimiento de las acciones y el dinero mediante el uso de datos mensuales hasta marzo de 1998.

Los resultados encontrados confirman la hipótesis de causalidad inversa con respecto al papel crítico de una política monetaria anti-cíclica para explicar las relaciones negativas entre el rendimiento de las acciones y la inflación. Los choques de producción favorables se generan por ajustes monetarios estadísticamente importantes durante el período 1973-1998. Esos choques monetarios generan también movimientos estadísticamente significativos en la inflación y el rendimiento esperado de las acciones. El hecho de que estos movimientos están en direcciones opuestas refuerza la relación negativa entre las dos variables.

Adrangi, Chatrath y Sanvicente (2002) examinan la relación entre rentabilidad de las acciones e inflación en Brasil durante el periodo de 1986 a 1997, para datos mensuales bajo la hipótesis de efecto proxy. Los hallazgos de la investigación apoyan la relación negativa entre la inflación y la rentabilidad real de las acciones; sin embargo, la evidencia no valida de manera inequívoca el efecto proxy; sin embargo, los resultados muestran una posible valides de la hipótesis de efecto proxy a largo plazo.

Existen otras investigaciones que buscan aplicar otros métodos econométricos y ofrecen diferentes enfoques que giran en torno al tema en mención. Los principales se resumen a continuación.

Kim y In (2005) examinan la hipótesis generalizada de Fisher para Estados Unidos durante el periodo de 1926 a 2000 bajo el método wavelet que descompone una serie de tiempo determinada, escala por escala. Los resultados obtenidos muestran que existe una relación positiva entre el rendimiento de las acciones y la inflación en la escala más corta (1 mes) y en la escala más larga (128 meses), mientras que se muestra una relación negativa en las escalas intermedias. Finalmente, concluye que los19 rendimientos de las acciones no juegan un papel como cobertura de inflación en las escalas intermedias.

Bhaduri y Durai (2009) analizan la hipótesis de Fama para la India en el período de 1995 al 2006. Examinando la relación en la descomposición a escala de tiempo de un análisis de múltiples resoluciones wavelet, muestran que la hipótesis de Fama es válida solo para el largo plazo.

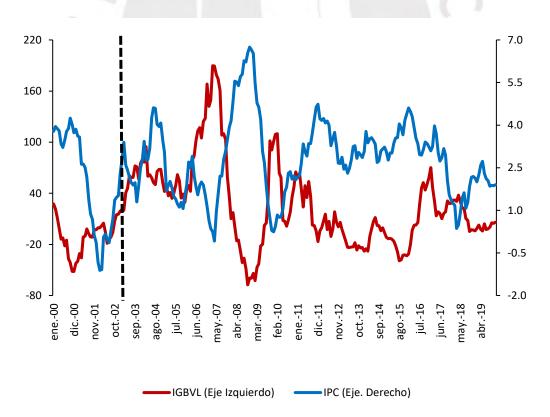
Bhanja, Dar y Tiwari (2012) investigan la hipótesis generalizada de Fisher para la India en el período de 1960 al 2009 utilizando las herramientas del espectro de potencia wavelet y la coherencia cross-wavelet para desentrañar las relaciones dependientes del tiempo y la frecuencia entre los precios de las acciones y la inflación. Los autores obtienen que para un plazo de entre 16 y 32 meses, la hipótesis de Fisher se cumple pero de forma poco significativa. Sin embargo, en el corto plazo no hay evidencia de que el precio de las acciones actúe como cobertura de la inflación.

Se debe destacar que en lo que respecta exclusivamente a Perú, Cáceres y Nagamine (1995), plantearon la hipótesis de la existencia de una relación positiva entre la oferta monetaria y los retornos de la BVL a corto plazo; debido, al incremento del precio de las acciones generado por el aumento de la demanda provocado por el exceso de oferta monetaria esta es la forma que los autores tienen para relacionar la inflación con la rentabilidad de las acciones. Concluyendo que bajo ese contexto la política monetaria sí afecta la rentabilidad en el mercado bursátil. Si bien es cierto, no emplea las hipótesis establecidas en la literatura en cierta forma tratan de analizar la relación propuesta por desde un ángulo distinto.

3. HECHOS ESTILIZADOS

En la presente sección se analizan y desarrollan las principales características de los retornos obtenidos en el mercado de acciones del Perú y la evolución del indicador inflacionario durante el periodo a investigar. El objetivo es tener algunos hallazgos e impresiones preliminares sobre la conexión existente entre la rentabilidad de las acciones y la inflación. Así mismo, se busca examinar el canal de trasmisión de la relación entre inflación y rentabilidad de las acciones, ello con la finalidad de realizar un análisis gráfico de la relación entre inflación y actividad económica real o política monetaria; del mismo modo, respecto a la relación entre rentabilidad de las acciones y actividad económica real o política monetaria.

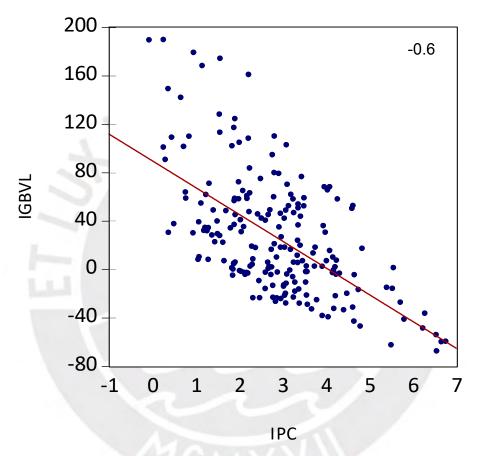
Gráfico 1: IGBVL e IPC, Ene 2000 – Dic 2019 (Var. % a 12 meses)



Fuente: Elaboración propia.

En primer lugar, en el Gráfico 1 se muestra que para variaciones porcentuales a 12 meses la tasa de inflación (IPC)³ y el rendimiento de las acciones (IGBVL)⁴ presentan una relación negativa desde el año 2000 siendo los datos utilizados en esta investigación los que comprenden desde enero del 2003 hasta diciembre del 2019. Donde, la relación en mención es el sujeto de análisis de la presente investigación; además de ello mediante este gráfico se puede visualizar que los datos analizados concuerdan con los hallazgos presentados por algunos de los autores antes mencionados.

Gráfico 2: Correlación IGBVL e IPC



Fuente: Elaboración propia.

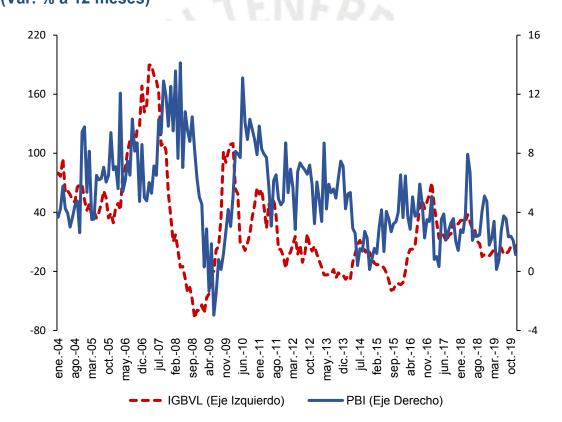
-

³ Mide la evolución del costo de la canasta de consumo. En el Perú, al igual que en la mayor parte de países, el índice de precios al consumidor (IPC) se calcula oficialmente utilizando la fórmula de Laspeyres, en la que se compara el valor de una canasta de bienes de consumo típica de las familias, a precios corrientes, con el valor de la misma canasta en un año base. El seguimiento de la inflación se realiza a través de la evolución del índice de precios al consumidor de Lima Metropolitana. Al no considerar el efecto sustitución mide la evolución del costo de bienes y servicios y no del costo de vida. (BCRP, 2011)

⁴ Índice conformado por las acciones más representativas de la Bolsa de Valores de Lima, seleccionadas por su frecuencia de negociación, monto negociado y número de operaciones. Las variaciones de este índice reflejan las ganancias o pérdidas producto de variaciones de precios así como por entrega de dividendos. (BCRP, 2011)

Mediante el gráfico 2 se puede apreciar que la correlación existente entre inflación y rentabilidad de las acciones para el periodo de análisis es de -0.6 resultado que gráficamente da indicios de ausencia de cobertura inflacionaria por parte del rendimiento de las acciones sugiriendo que no se cumpliría la hipótesis generalizada de Fisher y dando lugar a la hipótesis de efecto proxy y a la de causalidad inversa. Sin embargo, es necesario realizar estimaciones econométricas que brinden un mejor análisis de la relación existente entre las variables a estudiar, dado que cabe recordar que las tres hipótesis mencionadas fueron creadas para tratar contextos económicos inflacionarios en economías desarrolladas; sin embargo, los datos empleados en este análisis corresponden a un contexto económico estable de un país en vías del desarrollo.

Gráfico 3: IGBVL y PBI, Ene 2004 – Dic 2019 (Var. % a 12 meses)



Fuente: Elaboración propia.

La hipótesis de efecto proxy sostiene que la actividad económica (PBI)⁵ es una buena aproximación del rendimiento de las acciones (IGBVL); es decir estos dos indicadores deberían de presentar una relación positiva y a su vez una fuerte correlación; sin embargo, a través del gráfico 3 se puede observar que no existe una relación positiva a lo largo de la serie, así mismo, los indicadores

_

⁵ En este caso se tomará el PBI real el cual se calcula deflactando el PBI nominal a través de un índice de precios, más concretamente, se utiliza el deflactor del PIB, que es un índice que incluye a todos los bienes producidos. (MEF, s.f.)

presentan una correlación de 0.22⁶ valor que refleja lo débil de la relación; decir que la hipótesis de efecto proxy no se cumple sería muy precipitado debido a que todavía falta analizar otro componente de la hipótesis en mención y estimar los modelos econométricos pertinentes.

Gráfico 5: IGBVL y Oferta Monetaria, Ene 2004 – Dic 2019 (Var. % a 12 meses)



Fuente: Elaboración propia.

La hipótesis de causalidad inversa sostiene que existe una fuerte relación positiva entre el rendimiento de las acciones y la oferta monetaria⁷ (indicador de la política monetaria), mediante el gráfico 5 se puede apreciar que existe una relación positiva en la serie que resulta ser muy marcada entre el periodo del 2006 al 2011, sin embargo, la serie en general presenta una correlación de 0.355⁸ que en suma resulta ser un poco débil. Por ello, para poder examinar la hipótesis en mención se emplearan herramientas econométricas a fin de obtener mejores resultados.

-

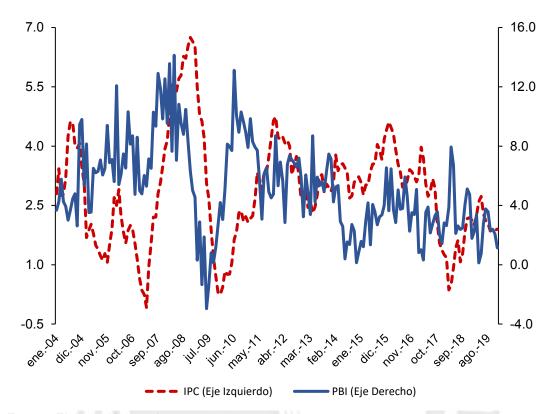
⁶ Ver Gráfico 4 en el anexo.

⁷ Está representada por la serie estadística "Dinero" que en sentido estricto, se refiere al circulante y los depósitos a la vista en moneda nacional del sector privado en las sociedades de depósito. (BCRP, 2011)

⁸ Ver Gráfico 6 en el anexo.

Gráfico 7: IPC y PBI, Ene 2004 - Dic 2019

(Var. % a 12 meses)



Fuente: Elaboración propia.

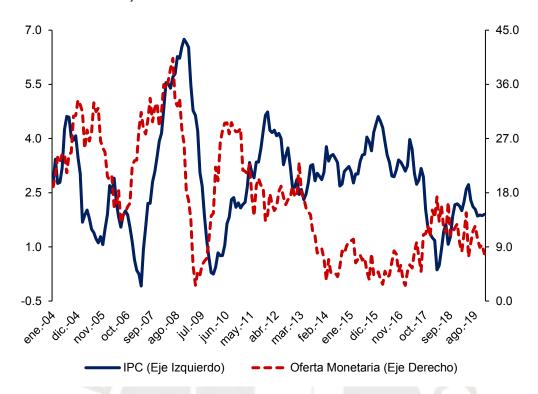
El Gráfico 7 muestra que existe una relación positiva aunque no es consistente a lo largo del periodo de estudio, además la serie presenta una correlación de 0.079 que resulta ser bastante débil, con ello gráficamente se estaría refutando la hipótesis del efecto proxy, la cual sostiene que la inflación y la actividad económica real tienen una relación negativa que conecta la relación entre inflación y rentabilidad de las acciones; sin embargo, al no darse esta relación de forma exitosa hay posibilidad de que el efecto proxy no se cumpla para los datos analizados; por ello, es necesario realizar estimaciones econométricas que brinden un mejor análisis de la relación existente entre las variables mencionadas.

⁹ Ver Gráfico 8 en el anexo.

.

Gráfico 9: IPC y Oferta Monetaria, Ene 2004 – Dic 2019

(Var. % a 12 meses)



Fuente: Elaboración propia.

En el Gráfico 9 se analiza la relación entre inflación y oferta monetaria con la finalidad de comprobar la existencia del vínculo monetario que la hipótesis de causalidad inversa sostiene, pues de cumplirse esta hipótesis debería existir una relación positiva entre las dos series presentadas gráficamente; sin embargo, esta relación no se presenta en los datos analizados debido a que se puede apreciar cierta relación negativa que no es constante a lo largo de la serie, pero que presentan una correlación de -0.02¹⁰ valor que refleja la debilidad de la correlación y el signo negativo de la relación. Por este motivo, como ya se mencionó anteriormente es necesario emplear regresiones econométricas que brinden mejores resultados para el análisis.

En las siguientes secciones se realizará una serie de especificaciones del modelo econométrico para poder determinar cuál es la relación existente entre el retorno del mercado de acciones peruano y la inflación; así mismo, poder identificar si alguna de las hipótesis mencionadas logra explicar de algún modo la relación entre rentabilidad de acciones e inflación.

_

¹⁰ Ver Gráfico 10 en el anexo.

4. METODOLOGÍA

La presente sección desarrolla las herramientas econométricas que se emplearán para responder a las preguntas planteadas en la presenta investigación.

4.1 MODELO DE VECTOR AUTORREGRESIVO

El vector autorregresivo (VAR) se usa comúnmente para pronosticar sistemas de series temporales interrelacionadas y para examinar el impacto dinámico de las perturbaciones aleatorias en el sistema de variables. Por ello, se utilizará un modelo VAR para poder analizar la rentabilidad de las acciones y el nivel de precios de los bienes de consumo. Donde, el modelo presenta dos series estacionarias $R_t \, y \, \pi_t$ que se afectan simultáneamente y presentan sus rezagos correspondientes. Siguiendo la metodología de Lütkepohl (2005) de forma reducida la que se presenta de la siguiente manera:

$$y_t = \rho + \sum_{k=1}^{n} \beta_k y_{t-k} + e_t$$
 (4.1.1)

 $y_t = \rho + \sum_{k=1}^n \beta_k y_{t-k} + e_t \tag{4.1.1}$ Donde $y_t = \begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix}$, R_t se define como la tasa de crecimiento del retorno de las acciones y π_t representa la tasa de crecimiento del nivel de precios del consumidor (inflación). El vector de interceptos está representado por ρ y es de orden (n × 1), la matriz de coeficientes estimados β_k es una matriz (2x2), y e_t es un vector que representa el término de perturbación aleatorio que absorbe los movimientos inesperados de y_t .

4.2 FUNCIÓN DE IMPULSO RESPUESTA

Siguiendo la metodología de Lütkepohl (2005) la función impulso respuesta muestra el comportamiento del sistema ante un cambio o shock unitario y transitorio en una de las perturbaciones estructurales, ceteris paribus todo lo demás. Empleando una descomposición de Cholesky, la cual establece un ordenamiento recursivo en los shocks, que es coherente con el ordenamiento recursivo de y_t donde,

$$\begin{bmatrix} y_{t}^{R} \\ y_{t}^{\pi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{R} \\ \mu_{\pi} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{11}(i) & \psi_{12}(i) \\ \psi_{21}(i) & \psi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-i}^{R} \\ \varepsilon_{t-i}^{\pi} \end{bmatrix}$$
(4.2.1)

Las secuencias $\psi_{11}(i)$, $\psi_{12}(i)$, $\psi_{21}(i)$ y $\psi_{22}(i)$ son las cuatro funciones de impulso respuesta. Siendo $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^R \\ \varepsilon_t^{\pi} \end{bmatrix}$ shocks independientes entre sí.

Si el VAR es estacionario, estos impulsos deberían desvanecerse por completo en el largo plazo.

4.3 METODOLOGÍA DE IDENTIFICACIÓN

Con la finalidad de poder identificar cuál de las hipótesis propuestas se ajusta mejor con el caso peruano se empleara el test de causalidad de Granger, un modelo SVAR y finalmente el experimento del huevo y la gallina.

4.3.1 TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

El enfoque de Granger tiene el objetivo de explicar R_t a través de sus propias acciones rezagadas y luego ver si agregar acciones rezagados de π_t puede mejorar la explicación y viceversa. Dado ello, se dice que R_t es causada a la Granger si ayuda en la predicción de π_t o de manera equivalente si los coeficientes en los rezagos de π_t son estadísticamente significativos. (Martin, Hurn, y Harris, 2013)

$$R_{t} = a_{10} + a_{11}R_{t-1} + a_{12}R_{t-2} + \dots + a_{1n}\pi_{t-1} + a_{1n+1}\pi + \dots + e_{1t}.$$
 (4.3.1.1)

$$\pi_{t} = a_{20} + a_{21}\pi_{t-1} + a_{22}\pi_{t-2} + \dots + a_{2n}R_{t-1} + a_{2n+1}R_{t-2} + \dots + e_{2t}.$$
 (4.3.1.2)

Siguiendo a Martin et al. (2013), se plantea la Hipótesis nula (H_0)

Reglas de Decisión:

 $\label{eq:H0:r} H_0{:}\,r = 0 \qquad R_t \text{ No causa a la Granger a } \pi_t.$

 H_1 : $r \neq 0$ R_t Causa a la Granger a π_t .

Se debe tener en cuenta que la causalidad bidireccional es frecuente en ciertos casos; donde π_t causa a la Granger a R_t y R_t causa a la Granger a π_t . La causalidad de Granger mide la precedencia y el contenido de la información, pero no indica por sí misma la causalidad en el uso más común del término.

4.3.2 MODELO ESTRUCTURAL DE VECTOR AUTORREGRESIVO (SVAR)

Un VAR estructural (SVAR) utiliza restricciones de identificación y estimación de matrices estructurales para transformar los errores VAR en choques estructurales no correlacionados. Siguiendo la metodología de Martin et al. se emplea un modelo SVAR para poder identificar la relación causal existente entre la rentabilidad de la Bolsa de Valores y la inflación. El modelo está especificado de la siguiente manera:

$$Ay_{t} = \delta + \sum_{i=1}^{p} A_{i}^{*} y_{t-i} + B \mu_{t}$$
 (4.3.2.1)

Donde $\mu_t \sim iid \ N(0, I_N)$, $t = 1, 2 \dots, T$, y_t representa el vector $(n \times 1)$ de variables endógenas, δ es un vector $(n \times 1)$ de intercepto. La matriz de coeficientes A es una matriz $(n \times n)$ triangular inferior o superior de interacciones contemporáneas entre las variables con elementos en la diagonal iguales a 1, A_t^*

es una matriz $(n \times n)$ de coeficientes asociados a los rezagos del vector de variables endógenas y se denota con μ_t al vector de shocks estructurales cuya matriz de varianza y covarianzas está representada por B una matriz diagonal que denota las covarianzas como ceros dándole la interpretación estructural que requiere; así mismo, por definición cada shocks resulta ser independiente.

Las A_i^* y δ se determinan a partir de los parámetros estructurales obtenidos en la estimación VAR. Las matrices A y B resultan ser fundamentales para la estimación del modelo SVAR, porque contienen las restricciones que toman la forma de supuestos sobre la estructura de retroalimentación contemporánea de variables en la estructura de correlación de los errores.

La ecuación (4.3.2.1) se expresa de forma reducida de la siguiente manera

$$y_{t} = A^{-1}\delta + \sum_{i=1}^{p} A^{-1}A_{i}^{*} y_{t-i} + A^{-1}B \mu_{t} = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \Phi_{i} y_{t-i} + \varepsilon_{t}$$
 (4.3.2.2)

Donde la matriz de parámetros autorregresivos con i rezagos es representada por

$$\Phi_{i} = A^{-1}A_{i}^{*} \tag{4.3.2.3}$$

El vector de distribución de la forma reducida se representa con

$$\varepsilon_{t} = A^{-1}Bu_{t} = Su_{t} \tag{4.3.2.4}$$

Y la representación de la restricción de corto plazo está dada por

$$S = A^{-1}B (4.3.2.5)$$

Finalmente, en el corto plazo la ecuación puede estar representada por

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \Phi_i y_{t-i} + Su_t$$
 (4.3.2.6)

A partir de la restricción de corto plazo podemos obtener la restricción de largo plazo que está representada por

$$F = \mathbf{\Phi}_{(1)}^{-1} S \tag{4.3.2.7}$$

$$\mathbf{\Phi}_{(1)} = (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \cdots \Phi_P) \tag{4.3.2.8}$$

Finalmente, en el largo plazo la ecuación puede estar representada por

$$\overline{y} = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \Phi_i \overline{y} + Fu_t$$
 (4.3.2.9)

4.3.3 METODOLOGÍA DE BHATTACHARJEE Y CHRISTEV

Finalmente, se empleara un método de verificación para la metodología del modelo SVAR. Para ello se utilizará la metodología de Bhattacharjee y Christev (2016) la cual es una suerte de experimento para resolver el dilema del el huevo y la gallina. La estructura básica del modelo SVAR se representa por la siguiente ecuación:

$$y_t = \delta + W y_t + \mu_t \tag{10}$$

Donde W es matriz $(n \times n)$ que se define como triangular inferior o superior con elementos en la diagonal iguales a cero. En otras palabras, la matriz W es la matriz que anteriormente se definió como A menos la matriz I (identidad).

La homocedasticidad de las innovaciones se representa por:

$$E(\mu\mu') = \sigma^2 I$$

Esta metodología de identificación busca identificar el orden causal de la relación entre variables huevo (e) y gallina (c). Se debe cumplir lo siguiente para determinar que una variable precede a otra:

$$\begin{aligned} \text{Si} \begin{cases} V(y_c) = \sigma^2 \leq \sigma^2(1+w^2) = V(y_e), \ entonces \\ \delta \\ V(y_e) = \sigma^2 \leq \sigma^2(1+w^2) = V(y_c), \ entonces \end{cases} & c \rightarrow e \\ e \rightarrow c \end{aligned}$$

Es decir, para determina que variable causa a otra, σ^2 debe ser menor que $\sigma^2(1+w^2)$. Con ello se obtiene que aquella variable con menor varianza es la que marca el orden causal; sin embargo, esto se da para aquellos casos en los cuales no se toma en cuenta las posibles diferencias entre las varianzas de los errores idiosincráticos.

Debido a que en el caso que se estudiara en el presente documento las varianzas de los errores idiosincráticos son distintos se realiza una variación al experimento tal y como lo indican Bhattacharjee y Christev (2016), donde se analiza la matriz W multiplica por la fracción de desviaciones estándar, esto se emplea solo para análisis de 2 variables.

Para ello se toma en cuenta lo siguiente:

$$W \times \frac{\hat{\sigma}_e}{\hat{\sigma}_c} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ w \frac{\hat{\sigma}_e}{\hat{\sigma}_c} & 0 \end{bmatrix} \circ \begin{bmatrix} 0 & w \frac{\hat{\sigma}_e}{\hat{\sigma}_c} \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Luego de ello se analiza que desviación estándar es menor, con la finalidad de ver que variable causa a la otra.

$$W \times \frac{\widehat{\sigma}_e}{\widehat{\sigma}_c} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ w \frac{\widehat{\sigma}_e}{\widehat{\sigma}_c} & 0 \end{bmatrix} \ge / \le \begin{bmatrix} 0 & w \frac{\widehat{\sigma}_e}{\widehat{\sigma}_c} \\ 0 & 0 \end{bmatrix} = W \times \frac{\widehat{\sigma}_c}{\widehat{\sigma}_e}$$

5. ESPECIFICACIONES ECONOMÉTRICAS DEL MODELO TEÓRICO

En la presente sección se utiliza la metodología de Sargent y Hansen (2006) con la finalidad de establecer una especificación econométrica a partir del modelo teórico que subyace de las hipótesis planteadas por Fisher, Fama, y Geske y Roll.

5.1 <u>ESPECIFICACIÓN VAR DE LA HIPÓTESIS GENERALIZADA DE</u> FISHER

A partir de la hipótesis de Fisher se plantea un modelo teórico donde la inflación (π_t) y la rentabilidad de las acciones (R_t) dependen de la tasa de interés real (I_t) y la oferta monetaria del dinero (M_t^0) , variables que a su vez dependen de sus propios rezagos. Sin embargo, en esta sección se realizara una adaptación de la hipótesis en un modelo teórico expresado de forma matricial.

La ecuación (5.1.1) expresa la relación entre las variables endógenas y las exógenas que plantea la hipótesis

$$\begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi \\ \rho \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varsigma & \varrho \\ 0 & \upsilon \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_t \\ M_t^O \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon \\ \varepsilon \\ \varepsilon \end{bmatrix}$$
(5.1.1)

La ecuación (5.1.2) expresa la relación del vector de las exógenas de la ecuación (5.1.1) y su explicación

$$\begin{bmatrix} I_{t} \\ M_{t}^{O} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varsigma & \varrho \\ 0 & \upsilon \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{t-i} \\ M_{t-i}^{O} \end{bmatrix}$$
 (5.1.2)

De la ecuación (5.1.1) despejamos el vector de variables exógenas

$$\begin{bmatrix} I_{t} \\ M_{t}^{O} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varsigma & \varrho \\ 0 & \upsilon \end{bmatrix}^{-1} \left(-\begin{bmatrix} \psi \\ \rho \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} R_{t} \\ \pi_{t} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \varepsilon \\ \varepsilon \\ \tau \end{bmatrix} \right)$$
 (5.1.3)

Igualando las ecuaciones (5.1.2) y (5.1.3) obtenemos:

$$\begin{bmatrix} \varsigma & \varrho \\ 0 & \upsilon \end{bmatrix}^{-1} \left(- \begin{bmatrix} \psi \\ \rho \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \varepsilon \\ t \\ \varepsilon \\ t \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} \varsigma & \varrho \\ 0 & \upsilon \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{t-i} \\ M_{t-i}^0 \end{bmatrix}$$
(5.1.4)

De la ecuación (5.1.4) reemplazamos el vector definido como el vector de las variables exógenas con la ecuación (5.1.3) y obtenemos:

$$\begin{bmatrix} \Phi & \Gamma \\ 0 & \tau \end{bmatrix}^{-1} \left(-\begin{bmatrix} \psi \\ \rho \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \varepsilon \\ \varepsilon \\ \tau \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} S & Q \\ 0 & U \end{bmatrix} \left(\begin{bmatrix} \Phi & \Gamma \\ 0 & \tau \end{bmatrix}^{-1} \left(-\begin{bmatrix} \psi \\ \rho \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} R_{t-i} \\ \pi_{t-i} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \varepsilon \\ t \\ \varepsilon \\ \tau \end{bmatrix} \right) \right) \quad (5.1.5)$$

Tomando en cuenta lo siguiente:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon & R \\ \varepsilon & \tau \end{bmatrix} \cong \begin{bmatrix} \varepsilon & R \\ \varepsilon & \tau \\ \varepsilon & t-i \end{bmatrix}$$
 (5.1.6)

Despejando el vector de variables endógenas obtenemos:

$$\begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \xi \\ \nu \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta & \Delta \\ \Theta & \mathsf{K} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-i} \\ \pi_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \mathsf{S} & \varrho \\ 0 & \upsilon \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon & \mathsf{R} \\ \varepsilon & \mathsf{T} \end{bmatrix}$$
(5.1.7)

Finalmente, se puede observar que el vector de variables contemporáneas depende de un vector de parámetros, sus propias variables rezagadas y un conjunto de shocks contemporáneos de rentabilidad de la BVL e inflación.

5.2ESPECIFICACIÓN VAR DE LA HIPÓTESIS DE EFECTO PROXY

A partir de la hipótesis propuesta por Fama en 1981 obtenemos que las variables a estudiar dependen de la actividad económica real (Y_t) y la demanda monetaria del dinero $(M_t^D)^{11}$, variables que a su vez dependen de sus propios rezagos. Expresando la hipótesis del autor en un modelo teórico de forma matricial.

La ecuación (5.2.1) y (5.2.2) expresan la relación entre las variables endógenas y las exógenas que plantea la hipótesis

$$\begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Psi \\ \rho \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi & 0 \\ \Gamma & \tau \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ M_t^D \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon & R \\ \varepsilon & \tau \end{bmatrix}$$
 (5.2.1)

$$\begin{bmatrix} Y_{t} \\ M_{t}^{D} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varsigma & \varrho \\ 0 & \upsilon \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-i} \\ M_{t-i}^{D} \end{bmatrix}$$
 (5.2.2)

Repitiendo el procedimiento aplicado en el caso anterior obtenemos:

$$\begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \xi \\ v \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta & \Delta \\ \Theta & K \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-i} \\ \pi_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \varsigma & \varrho \\ 0 & \upsilon \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon & R \\ \varepsilon & \pi \end{bmatrix}$$
(5.2.3)

Finalmente, el modelo se reduce a un vector de variables contemporáneas que dependen de un vector de parámetros, sus propias variables rezagadas y un conjunto de shocks contemporáneos de rentabilidad de la BVL e inflación.

5.3 <u>ESPECIFICACIÓN VAR DE LA HIPÓTESIS DE CAUSALIDAD</u> INVERSA

A partir de la hipótesis propuesta por Geske y Roll en 1983 obtenemos que las variables a estudiar dependen de la actividad económica real (Y_t) y la oferta monetaria del dinero (M_t^S) , variables que a su vez dependen de sus propios rezagos. Sin embargo, en esta sección se presentará la hipótesis de forma matricial.

 $^{^{\}scriptscriptstyle 11}$ Para fines prácticos se considera que la $M_t^D=M_t^S$

La ecuación (5.3.1) expresa la relación entre las variables endógenas y las exógenas que plantea la hipótesis

$$\begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & \gamma \\ \delta & \theta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ M_t^S \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon \\ t \\ \varepsilon \\ t \end{bmatrix}$$
 (5.3.1)

La ecuación (5.3.2) expresa la relación del vector de las exógenas de la ecuación (5.3.1) y su explicación

$$\begin{bmatrix} Y_{t} \\ M_{t}^{S} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi & 0 \\ \omega & \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t} \\ M_{t-i}^{S} \end{bmatrix}$$
 (5.3.2)

Repitiendo el procedimiento aplicado anteriormente obtenemos:

$$\begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \xi \\ \nu \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f & \rho \\ \tau & g \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-i} \\ \pi_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \phi & 0 \\ \omega & \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon & R \\ \varepsilon & \tau \end{bmatrix}$$
(5.3.3)

Finalmente, se puede observar que el vector de variables rezagadas depende de un vector de parámetros, sus propias variables rezagadas y un conjunto de shocks contemporáneos de rentabilidad de la BVL e inflación.



6. RESULTADOS

Los datos que se utilizan en el presente documento son de frecuencia mensual durante el periodo 2003-2019 cuya fuente de información es el BCRP. La elección de este periodo de tiempo tiene la finalidad de estudiar la economía peruana y en especial el mercado de acciones bajo un contexto de crecimiento económico, estabilidad y control inflacionario.

Siguiendo la metodología empleada en los estudios presentados en la revisión de literatura la primera variable de este estudio es la rentabilidad de las acciones cotizadas en la BVL, la cual estará representada por las variaciones porcentuales del Índice General de la Bolsa de Acciones de Lima (IGBVL)¹², debido a que este índice es el más representativo de la BVL, así mismo, este índice mide el rendimiento de las empresas más grandes del país las cuales pertenecen a diversos sectores económicos.

La inflación es representada por las variaciones porcentuales del índice de precios al consumidor (IPC)¹³ al igual que en la literatura revisada. A lo largo del documento se intentará determinar cuál de estas variables resulta ser la endógena (variable dependiente) y la exógena (variable independiente).

Cuadro 1: Estadísticas Descriptivas¹⁴

Estadísticos	R	π
Observaciones	204	204
Media	26.9575	2.8294
Mediana	17.6246	2.7990
Máximo	189.7191	6.7489
Mínimo	-67.4827	-0.0840
Desviación Estándar	49.6853	1.3428
Curtosis	4.0559	3.3791
P-Value	0.0000	0.0103

Fuente: Elaboración propia.

En el Cuadro 1 se muestra que cada variable cuenta con 204 observaciones, que durante el periodo del 2003 al 2019 el índice general de la Bolsa de Valores de Lima tuvo un crecimiento de 26.9575 por ciento, alcanzando una tasa máxima de 189.7191 por ciento en el mes de marzo del 2007 y una tasa mínima de -67.4827 por ciento en el mes de octubre del 2008. Por su parte,

¹² Nota: la serie estadística utilizada es el IGBVL con base 1991=100.

¹³ Nota: la serie estadística utilizada es el IPC con base 2009=100.

¹⁴ Las variables que se utilizan para explicar el canal de trasmisión de las hipótesis se encuentran en el cuadro 2 del anexo.

el índice de precios al consumidor tuvo un crecimiento de 2.8294 por ciento, alcanzando una tasa máxima de 6.7489 por ciento en el mes de noviembre del 2008 y una tasa mínima de -0.084 por ciento en el mes de abril del 2007.

Además, se observa que ambas series presentan un pequeño exceso de Curtosis lo que puede estar explicado por el hecho de que los datos son de frecuencia mensual, suavizando de cierta forma la dispersión y la distribución de la serie, finalmente se puede decir que ambas tienen distribución leptocúrtica.

Para iniciar las estimaciones econométricas se realizarán pruebas de raíz unitaria para verificar si las variables empleadas son series estacionarias, de obtener ello se procede a estimar las variables bajo la metodología del modelo VAR, con la finalidad de analizar si existe una relación positiva o negativa entre las variables estudiadas bajo el modelo en mención, luego se procederá a realizar un análisis exhaustivo de identificación del modelo para el corto y largo plazo.

En primer lugar, se realizaron dos pruebas de raíz unitaria (Dickey-Fuller Aumenta y Philips Perón¹⁵) con la finalidad de descartar que se obtengan series no estacionarias pues de ser ese el caso las posibles regresiones serán espurias en el sentido econométrico. Las pruebas mencionadas sugieren que los datos pertenecientes a las variables de estudio se expresen variaciones porcentuales, lo cual quiere decir que se estudiaran las tasas de crecimiento de dichas variables.

Cuadro 3: Test de Raíz Unitaria ADF y PP16

	Τε	est	
Variables	Dickey Fuller A.	Phillips Perrón	Orden de Integración
	t-Estadístico	t-Estadístico	intogracion
R	-3.13**	-2.675*	I(0)
π	-3.29**	-2.881**	I(0)

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 3 muestra que ambas variables, son estacionarias entre 5% y 10%. Así mismo, se muestra que los resultados de las pruebas de raíz unitaria de las variables del modelo, son integradas de orden I (0), es decir, ambas series son estacionarias.

Para analizar la relación existente entre las variables estudiadas se realizará la regresión de un modelo VAR con los rezagos que se obtengan según

¹⁵ Las variables que cumplan con 1% de significancia están representadas con (***), las cuales tengan 5% de significancia son representadas con (**) y finalmente las que cumplan con 10% de significancia están representadas por (*).

¹⁶ Las variables que se utilizan para explicar el canal de trasmisión de las hipótesis se encuentran en el cuadro 4 del anexo.

los criterios óptimos de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan Quinn (HQ).

Cuadro 5: Criterios de Información

Orden de Rezagos	AIC	sc	HQ
0	13.71350	13.7469	13.72704
1	9.13345	9.23380	9.17408
2	8.94086	9.10811*	9.00857*
3	8.94334	9.17749	9.03813
4	8.93693	9.23798	9.05881
5	8.94832	9.31627	9.09728
6	8.93194*	9.36679	9.10799
7	8.96309	9.46484	9.16622
8	8.989334	9.55798	9.21955

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 5 muestra que los criterios de información (SC y HQ) determinan que el número de rezagos óptimo es de 2; sin embargo, el criterio AlC tiende a escoger un orden de rezago mayor a 3 y en este caso el rezago óptimo es de 6 rezagos. Por ello, se estimará un modelo VAR de dos rezagos. La ventaja de estimar un modelo VAR es que se puede analizar la relación existente entre las variables en ambas direcciones.

Cuadro 6: Regresión VAR¹⁷

Rezagos	R	π
CONSTANTE	5.747053* (3.287150) [1.748340]	0.174578** (0.084950) [2.055010]
$R_{(-1)}$	0.998731*** (0.071710) [13.928200]	-0.007126*** (0.001850) [-3.845170]
	-0.064502	0.007144***
$R_{(-2)}$	(0.070970)	(0.001830)
10	[-0.908900]	[3.895340]
7	-8.106000***	1.223640***
$\pi_{(-1)}$	(2.555570)	(0.066050)
	[-3.171900]	[18.527300]
	6.679034**	-0.286904***
$\pi_{(-2)}$	(2.591540)	(0.066980)
	[2.577240]	[-4.283730]
R ²	0.922887	0.929442
R²-ajustado	0.921321	0.928009
SCR	38636	25.80523
SCE	14.00443	0.361927
F-estadístico	589.4201	648.7582
Prob. (F-estadístico)	0.000000	0.000000
Akaike (AIC)	8.141066	0.829691
Schwarz (SC)	8.222954	0.911579

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 6 se observa que el valor de R²-ajustado tiende a 1 en ambas ecuaciones, estos valores se sustentan en los SCR y SCE; además, están los criterios de información Akaike (AIC) y Schwarz (SC) cuyos valores ratifican la

_

¹⁷ Las desviaciones estandar se encuentran representados entre () y los valores en [] muestran el t-value correspondiente de cada estimador el cual muestra la significancia de cada estimador.

mayor bondad de ajuste. El F-estadístico prueba la significancia conjunta de la regresión y rechaza al 1% de significancia la hipótesis nula de que ninguna de las variables exógenas explica a la endógena.

$$R_{t} = 5.747 + 0.998R_{t-1} - 0.0645R_{t-2} - 8.106\pi_{t-1} + 6.679\pi_{t-2} + u_{t}. \quad (6.1)$$

En la ecuación (6.1) se puede apreciar que la constante es significativa al 5%, el primer rezago de la variable es positiva y posee significancia de 1%; sin embargo, el segundo rezago de la variable resulta ser negativa, no significativa y con un coeficiente muy pequeño. Además, se corrobora que la relación existente entre la rentabilidad de las acciones y la inflación es negativa debido a que el coeficiente inflacionario es lo suficientemente alto y posee significancia al 1% para el resultado con 1 rezago, por ello se descarta la hipótesis que establece a la rentabilidad de las acciones como cobertura de inflación; aunque, con 2 rezagos la relación negativa se pierde debido a que el coeficiente inflacionario es positivo y significativo el 5%. Por ello, es necesario recurrir a otras opciones econometricas como la función impulso respuesta (FIR) para poder determinar la relación entre ambas variables con mayor certeza.

$$\pi_{t} = 0.174 + 1.223\pi_{t-1} - 0.286\pi_{t-2} - 0.007R_{t-1} + 0.007R_{t-2} + u_{t}.$$
 (6.2)

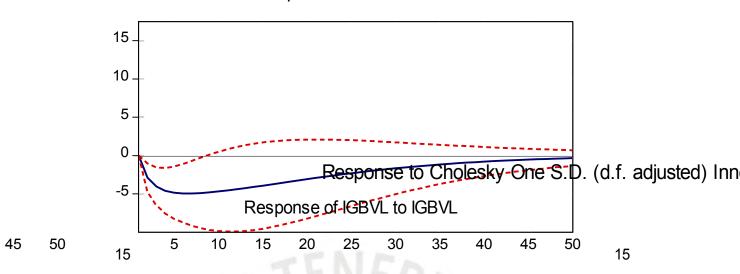
Para el caso de la ecuación (6.2) se puede apreciar que la constante presenta un valor muy pequeño pero con significancia al 5%, el coeficiente del primer rezago de la variable es positivo y significativo al 1%; por el contrario, el segundo rezago resulta ser negativo y con significancia de 1%. Del mismo modo, se muestra que la relación existente entre la rentabilidad de las acciones y la inflacion es negativa con un coeficiente bajo con 1% de significancia; de lo contrario, con 2 rezagos la relación se vuelve positiva y el coeficiente resulta ser pequeño y significativo al igual que el primer rezago.

A diferencia de la ecuación (6.1) en la ecuación (6.2) todos los estimadores resultan ser significativos, y con coeficientes y desviaciones estandar con tendencia a cero. Por ello, al igual que con los resultados de la ecuación (6.1) se debe recurrir a la FIR con la finalidad de obtener resultados más concisos sobre el impacto que ejerce una variables sobre la otra.

Como se mencionó en el párrafo anterior se recurre a la metodología de la función de impulso respuesta, para observar el impacto de las variables de estudio sobre la otra variable. El gráfico 13 muestra los resultados para explicar la ecuación (6.1), donde las respuestas del retorno de las acciones (IGBVL) ante shocks positivos inflacionarios (IPC) resultan ser negativas presentando una convergencia pasados los 40 meses, donde el porcentaje máximo de impacto es de -5%.

olesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.

Gráfico 13: Respuesta del REMONS de REMONS de la Respuesta del REMONS de la Remonsión de la Remons



Fuente: Elaboración propia.

40

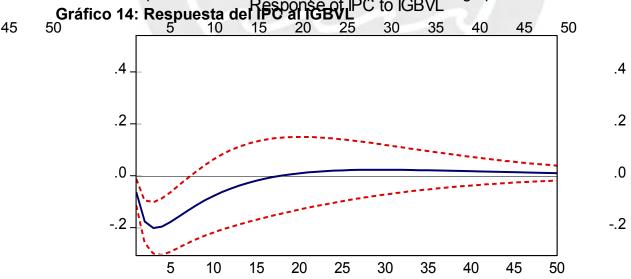
40

Response of IPC to IPC

10

En lo que respecta al método de impulso respuesta de la ecuación (6.2) se observa en al Gráfico 14 que la respuesta del nivel de precios de los bienes también conocido como la inflación (IPC) ante un shock positivo del retorno de las acciones (IGBVL) resulta ser negativo.

A partir de estos resultados podemos observar que la relación entre el IPC y el IGBVL es negativa presentando convergencia a más corto plazo que la relación anterior, puesto que la convergencia se obtiene a partir del mes 20. Así mismo, el porcentaje máximo de apparato de 20 el 20, resultado ser más débil que en la ecuación (6.1). Además, se confirma la estacionalidad de la serie donde los impulsos se desvanecen por completo en el largo plazo.



Fuente: Elaboración propia.

Hasta el momento a partir de los resultados presentados se observa que la hipótesis de Fisher no se cumple, debido a que la relación existente entre ambas variables es negativa con lo cual se sostiene que el mercado de acciones no

5 10

5 10

brinda cobertura contra la inflación para el caso peruano durante el periodo de estudio. El resultado anterior abre paso a la hipótesis planteada por Fama que establece la existencia de un efecto proxy inducido por una relación negativa entre las variables de estudio; así mismo, también se da lugar a la hipótesis planteada por Geske y Roll donde se establece que existe una relación inversa negativa debido a un vínculo fiscal y monetario. Del mismo modo, a partir de los resultados de la FIR se sostiene que la hipótesis de efecto proxy tiene mayor fuerza que la hipótesis de causalidad inversa.

Debido a los hallazgos obtenidos se considera pertinente realizar un análisis econométrico del canal de trasmisión de la hipótesis de efecto proxy y de la hipótesis de causalidad inversa, dada la similitud en cuanto a la estructura y uso de variables que explican la lógica detrás de la relación negativa entre rentabilidad de las acciones cotizadas en bolsa e inflación se empleara la siguiente ecuación:

$$R_t = \alpha + \beta R_{t-1} + \gamma R_{t-2} + \delta Y_{t-1} + \emptyset Y_{t-2} + \rho M_{t-1}^S + \theta M_{t-2}^S + u_t$$

La razón de realizar esta estimación es para poder identificar si existe la relación positiva entre la rentabilidad de las acciones y la actividad económica tal como se explica en la hipótesis de efecto proxy, el cual sustenta que ambas variables son casi idénticas a lo largo del tiempo y una puede explicar perfectamente a la otra. Por otro lado, en lo que respecta a la hipótesis de causalidad inversa esta relación positiva se daría entre la rentabilidad de las acciones y alguna medida de política económica en especial la oferta monetaria. Si bien es cierto ambas hipótesis emplean efectos reales y monetarios en conjunto cada una le atribuye mayor significancia a uno de estos efectos sobre el otro.

Para poder identificar si en Perú durante el periodo de análisis se cumple alguna de las conexiones detalladas por las hipótesis mencionadas mediante la regresión del modelo autorregresivo vectorial (VAR) se obtiene el siguiente resultado¹⁸:

$$R_{t} = 5.9 + 1.3R_{t-1} - 0.1R_{t-2} - 0.9Y_{t-1} + 0.7Y_{t-2} - 0.3M_{t-1}^{S} + 0.1M_{t-2}^{S} + u_{t}.$$

$$(6.3)$$

En el cuadro 7 se observa que el valor de R²-ajustado es mayor a 0.9 y se sustenta en el SCR, SCE, y los criterios de información Akaike (AIC) y Schwarz (SC) cuyos valores ratifican la mayor bondad de ajuste. Además, se rechaza al 1% de significancia a través del F-estadístico la hipótesis nula de que ninguna de las variables exógenas explica a la endógena

En la ecuación (6.3) se puede apreciar que la constante es significativa al 5%, el primer rezago de la variable es positiva y posee significancia de 1%, pero el segundo rezago de la variable resulta ser negativa, no significativa y con un

¹⁸ Ver cuadro 7 en el anexo.

coeficiente muy pequeño. No obstante, la relación existente entre la rentabilidad de las acciones y la actividad económica es negativa y posee significancia al 10% para el resultado con 1 rezago; por el contrario, con 2 rezagos el coeficiente real es positivo pero no significativo el 5%, con ello se demuestra que no se cumple lo propuesto en la hipótesis de efecto proxy, debido a que, la actividad económica no presenta relación positiva con el retorno de las acciones y no funciona como un buen sustituto.

La relación existente entre la rentabilidad de las acciones y la oferta monetaria es negativa con 1 rezago, sin embargo, con 2 rezagos es positiva y en ambos casos resulta ser no significativa demostrando con ello que no se cumple lo detallado en la hipotesis de causalidad inversa, pero si en lo explicado en la hipótesis de efecto proxy que se afirma la nula o poca significancia del efecto monetario sobre la rentabilidad de las acciones.

La inflación al igual que la rentabilidad de las acciones cotizadas en bolsa presenta una explicación que caracteriza a cada una de las hipótesis en mención. La hipótesis de efecto proxy sustenta que la inflación puede ser explicada con mayor significancia por un fenómeno puramente real; por el contrario, la hipótesis de causalidad inversa sostiene que se debe a efectos del fenómeno monetario. Por ello, mediante la estimación del modelo VAR se detallara si logra cumplirse en este caso la lógica explicada en las hipótesis. Donde, se obtiene el resultado siguiente¹⁹:

$$\begin{split} \pi_t &= -0.002 + 1.2 \pi_{t-1} - 0.29 \pi_{t-1} + \ 0.005 Y_{t-1} + 0.03 Y_{t-2} + 0.001 M_{t-1}^S \\ &- 0.003 M_{t-2}^S + u_t. \end{split} \tag{6.4}$$

En el cuadro 8 se observa que el valor de R²-ajustado, SCR, SCE y los criterios de información (Akaike (AIC) y Schwarz (SC)) cuyos valores ratifican la mayor bondad de ajuste. Además, se rechaza al 1% de significancia a través del F-estadístico la hipótesis nula de que ninguna de las variables exógenas explica a la endógena.

Para el caso de la ecuación (6.4) se puede apreciar que la constante presenta un valor muy pequeño pero con significancia al 5%, el coeficiente del primer rezago de la variable es positivo y significativo al 1%; por el contrario, el segundo rezago resulta ser negativo y con significancia de 1%. En cuanto a la relación entre inflación y el efecto real se puede ver que no se cumple lo explicado en la hipótesis de efecto proxy, porque se muestra que la relación existente entre inflación y actividad económica es positiva y el coeficiente no presenta significancia; con 2 rezagos la relación sigue siendo positiva y el coeficiente gana significancia hasta el 5%. En lo que respecta al efecto monetario, se puede visualizar que no es significativo, pero con 1 rezagos se cumple relación propuesta en la hipótesis de causalidad inversa, aunque, con 2 rezagos se cumple la relación que explicada en la hipótesis de efecto proxy.

-

¹⁹ Ver cuadro 8 en el anexo.

Mediante las estimaciones explicadas se concluye que la lógica detrás de las hipótesis no se cumple a cabalidad y esto puede deberse a que las hipótesis fueron desarrolladas para contextos inflacionarios; sin embargo, el contexto estudiado en esta investigación es estable y con metas de inflación. Por lo expuesto anteriormente se realizara un análisis de corto y largo plazo a partir del estudio de causalidades, donde se busca verificar si se puede identificar la relación causal entre inflación y rentabilidad de las acciones, porque la hipótesis de efecto proxy sostiene que la inflación impacta negativamente sobre el retornos de las acciones; sin embargo, la hipótesis de causalidad inversa establece que es la rentabilidad de las acciones la que impacta negativamente sobre la inflación relación negativa se cumple el caso peruano durante el periodo de estudio.

6.1 ANÁLISIS DE IDENTIFICACIÓN

Se analiza el cumplimiento de la hipótesis de efecto proxy y de causalidad inversa para el caso peruano, empleando herramientas de identificación como el test de causalidad de Granger, la regresión de un modelo SVAR, y la metodología de Bhattacharjee y Christev.

Cuadro 9: Causalidad de Granger

Hipótesis Nula	F-estadístico	Prob.
$R \text{ (IGBVL)} \nrightarrow \pi \text{ (IPC)}$	7.74356***	0.0043
π (IPC) \nrightarrow R (IGBVL)	5.60125***	0.0006

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados del Cuadro 9 sugieren que el rendimiento de las acciones causa a la Granger a la inflación. Así mismo, que la inflación causa a la Granger al rendimiento de las acciones; debido a que, se rechazan al 1% de significancia las hipótesis nulas. Con el presente resultado podríamos determinar la existencia de una causalidad bidireccional.²⁰ Por ello, el siguiente mecanismo de identificación es la estimación del modelo SVAR, donde se obtiene la estimación para los dos modelos propuestos en los años ochenta.

REPRESENTACIÓN SVAR: HIPÓTESIS DE EFECTO PROXY

A partir de los resultados podemos expresar el modelo que subyace de la hipótesis propuesta por Fama (1981) en forma de un modelo SVAR tenemos lo siguiente:

$$\begin{bmatrix} A_1 & A_2 \\ A_3 & A_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 \\ \beta_3 & \beta_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 & \delta_2 \\ \delta_3 & \delta_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_1 & B_2 \\ B_3 & B_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t^R \\ \mu_t^{\pi} \end{bmatrix}. \quad (6.1.1)$$

²⁰ Se rechazan las hipótesis nulas al 1 % de significancia que establecen: H_0 : r = 0 $IGBVL_t$ No causa a la Granger a IPC_t y viceversa.

La estructura base del modelo en mención marca la restricción utilizando la matriz *A* como una triangular superior:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & C_1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}}_{A} \begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 \\ \beta_3 & \beta_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 & \delta_2 \\ \delta_3 & \delta_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} C_2 & 0 \\ 0 & C_3 \end{bmatrix}}_{B} \begin{bmatrix} \mu_t^R \\ \mu_t^{\pi} \end{bmatrix}.$$
(6.1.2)

Despejamos el vector de variables contemporáneas obtenemos lo siguiente:

$$\begin{bmatrix} R_{t} \\ \pi_{t} \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & C_{1} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1}}_{A^{-1}} \begin{bmatrix} \alpha_{1} \\ \alpha_{2} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & C_{1} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1}}_{A^{-1}} \begin{bmatrix} \beta_{1} & \beta_{2} \\ \beta_{3} & \beta_{4} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & C_{1} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \delta_{1} & \delta_{2} \\ \delta_{3} & \delta_{4} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & C_{1} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} C_{1} & C_{1} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} C_{2} & 0 \\ 0 & C_{3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t}^{R} \\ \mu_{t}^{R} \end{bmatrix}$$
(6.1.3)

A partir de la ecuación (6.1.3) se determina el modelo de corto y largo plazo

Modelo "S" de Corto Plazo

El modelo de corto plazo se determina como "modelo S", debido de que a partir de la matriz S explicada en la ecuación (4.3.2.5) se determina la relación existente entre los shocks del modelo en cuestión:

$$\begin{bmatrix} R_{t} \\ \pi_{t} \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 6.7 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \alpha_{1} \\ \alpha_{2} \end{bmatrix}}_{\gamma_{1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 6.7 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \beta_{1} & \beta_{2} \\ \beta_{3} & \beta_{4} \end{bmatrix}}_{\emptyset_{1}} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ \pi_{t-} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 6.7 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \delta_{1} & \delta_{2} \\ \delta_{3} & \delta_{4} \end{bmatrix}}_{\emptyset_{2}} \begin{bmatrix} R_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 6.7 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \delta_{1} & \delta_{2} \\ \delta_{3} & \delta_{4} \end{bmatrix}}_{\emptyset_{2}} \begin{bmatrix} R_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 6.7 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 13.79 & 0 \\ 0 & 0.36 \end{bmatrix}}_{S} \begin{bmatrix} \mu_{t}^{R} \\ \mu_{t}^{\pi} \end{bmatrix}.$$
(6.1.4)

Los resultados de la estimación son:

$$\begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 5.747 \\ 0.174 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.998 & -8.106 \\ -0.007 & 1.223 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.064 & 6.679 \\ 0.007 & -0.286 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} R_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 13.792 & -2.425 \\ 0 & 0.3619 \end{bmatrix}}_{S} * \begin{bmatrix} \mu_t^R \\ \mu_t^{\pi} \end{bmatrix}.$$
 (6.1.5)

Los resultados de la estimación del modelo S demuestran que la rentabilidad de las acciones depende de un intercepto, además de ello depende de forma positiva de su primer rezago, del segundo rezago de la inflación y de shocks contemporáneos de la propia variable; sin embargo, depende de forma negativa del primer rezago de la inflación, de su segundo rezago y de shocks inflacionarios.

Respecto, a la inflación esta depende de un intercepto de valor con tendencia a cero, asimismo, depende de forma positiva de su propio rezago, del segundo rezago de la rentabilidad de las acciones y de shocks inflacionarios, por otro lado, depende forma negativa del primer rezago de la rentabilidad del mercado de acciones y del segundo rezago de su propia variable. En lo que respecta a los shocks inflacionarios se puede ver que la inflación no depende

shocks de la rentabilidad de las acciones tal y como lo estipula la teoría planteada por Fama. A partir de los resultados hallados se confirma la ausencia de cobertura de inflación; y asimismo, se confirma el cumplimiento de la relación planteada en la hipótesis de efecto proxy.

Modelo "F" de Largo Plazo

El modelo F es la denominación que recibe la estimación del modelo en el largo plazo, donde se utiliza la restricción del modelo S para obtener la matriz F como es detalla en la ecuaciones (4.3.2.7) y (4.3.2.8)

$$\left\{ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 0.998 & -8.106 \\ -0.007 & 1.223 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} -0.064 & 6.679 \\ 0.007 & -0.286 \end{bmatrix} \right\} * \begin{bmatrix} \overline{R} \\ \overline{\pi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 5.747 \\ 0.174 \end{bmatrix} \\
+ \underbrace{\begin{bmatrix} 13.792 & -2.425 \\ 0 & 0.3619 \end{bmatrix}}_{S} \begin{bmatrix} \mu^{R} \\ \mu^{\pi} \end{bmatrix} \tag{6.1.6}$$

Donde las variables endógenas llegan al valor estacionario a partir de un vector de intercepto y la matriz F que determina el valor de los coeficientes de los shocks.

$$\begin{bmatrix} \overline{R} \\ \overline{\pi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 27.360 \\ 2.761 \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 208.382 & -159.985 \\ 0.061 & 5.673 \end{bmatrix}}_{\hat{F}} * \begin{bmatrix} \mu^{R} \\ \mu^{\pi} \end{bmatrix}$$
(6.1.7)

En la ecuación (6.1.7) se puede observar que en el largo plazo se llega al estado estacionario y esta depende del intercepto y los shocks de cada variable. En primer lugar, la rentabilidad de las acciones depende positivamente de sus propios shocks, sin embargo, depende de forma negativa de shocks inflacionarios. Finalmente, la variable inflacionaria depende positivamente de shocks producidos por la rentabilidad de las acciones y sus propios shocks inflacionarios.

En el Cuadro 10²¹ se aprecia que los coeficientes que explican toda la estimación SVAR resultan ser significativos al 1% y 5% de probabilidad, del mismo modo, también se muestran los valores del error estándar y el Z-estadístico de cada coeficiente.

Empleando la metodología propuesta por Bhattacharjee y Christev (2016) para el análisis de un modelo bivariado partimos de la siguiente desigualdad

$$W \times \frac{\hat{\sigma}_R}{\hat{\sigma}_{\pi}} = \begin{bmatrix} 0 & w \frac{\hat{\sigma}_R}{\hat{\sigma}_{\pi}} \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \ge / \le \begin{bmatrix} 0 & w \frac{\hat{\sigma}_{\pi}}{\hat{\sigma}_R} \\ 0 & 0 \end{bmatrix} = W \times \frac{\hat{\sigma}_{\pi}}{\hat{\sigma}_R}$$

De la estimación realizada para el modelo tenemos lo siguiente

$$V_R = W \times \frac{\hat{\sigma}_R}{\hat{\sigma}_{\pi}} = \begin{bmatrix} 0 & 255.427 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \ge \begin{bmatrix} 0 & 0.1758 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} = W \times \frac{\hat{\sigma}_{\pi}}{\hat{\sigma}_R} = V_{\pi}$$

-

²¹ Ver anexo

Por lo tanto, a partir de la metodología propuesta por estos autores el IPC causa a la IGBVL cumpliéndose la hipótesis de efecto proxy. A partir de este resultado se puede sostener que el orden causal que se cumple para el caso peruano en la relación negativa encontrada entre el rendimiento de las acciones y la inflación es el planteado en la hipótesis de efecto proxy²².

REPRESENTACIÓN SVAR: HIPÓTESIS DE CAUSALIDAD INVERSA

Expresando el modelo teórico a partir de la hipótesis propuesta por Geske y Roll (1983) mediante un modelo SVAR, donde la estructura base del modelo en mención marca la restricción utilizando la matriz A como una triangular inferior tenemos lo siguiente:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ C_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 \\ \beta_3 & \beta_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 & \delta_2 \\ \delta_3 & \delta_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C_2 & 0 \\ 0 & C_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t^R \\ \mu_t^\pi \end{bmatrix}. \quad (6.1.8)$$

Despejamos el vector de variables contemporáneas obtenemos lo siguiente:

$$\begin{bmatrix} R_{t} \\ \pi_{t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ C_{1} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \alpha_{1} \\ \alpha_{2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ C_{1} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \beta_{1} & \beta_{2} \\ \beta_{3} & \beta_{4} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ C_{1} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \delta_{1} & \delta_{2} \\ \delta_{3} & \delta_{4} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ C_{1} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} C_{2} & 0 \\ 0 & C_{3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t}^{R} \\ \mu_{t}^{\pi} \end{bmatrix}$$
(6.1.9)

Modelo "S" de Corto Plazo

El modelo de corto plazo se presenta de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0.004 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}}_{\gamma_1} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0.004 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 \\ \beta_3 & \beta_4 \end{bmatrix}}_{\varphi_1} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0.004 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \delta_1 & \delta_2 \\ \delta_3 & \delta_4 \end{bmatrix}}_{\varphi_2} \begin{bmatrix} R_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0.004 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 14.004 & 0 \\ 0 & 0.356 \end{bmatrix}}_{S} \begin{bmatrix} \mu_t^R \\ \mu_t^\pi \end{bmatrix}. (6.1.10)$$

Los resultados de la estimación son:

$$\begin{bmatrix} R_{t} \\ \pi_{t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 5.747 \\ 0.174 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.998 & -8.106 \\ -0.007 & 1.223 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.064 & 6.679 \\ 0.007 & -0.286 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix}$$

$$+ \underbrace{\begin{bmatrix} 14.004 & 0 \\ -0.062 & 0.356 \end{bmatrix}}_{S} \begin{bmatrix} \mu_{t}^{R} \\ \mu_{t}^{\pi} \end{bmatrix}.$$
 (6.1.11)

Los resultados de la estimación del modelo S demuestran que la rentabilidad de la BVL depende de un intercepto, además de ello depende de forma positiva de su primer rezago, del segundo rezago de la inflación y de shocks contemporáneos de la propia variable; sin embargo, depende de forma

²² Ver Apéndice

negativa del primer rezago de la inflación corroborando la ausencia de cobertura de inflación. Respecto, a la inflación esta depende de un intercepto de valor con tendencia a cero, asimismo, depende de forma positiva de su propio rezago, del segundo rezago de la rentabilidad de las acciones y de shocks inflacionarios, por otro lado, depende de forma negativa del primer rezago del retorno de las acciones, del segundo rezago de su propia variable y de shocks contemporáneos de la rentabilidad del mercado de acciones. En lo que respecta a los shocks se puede ver que el retorno de las acciones no depende shocks inflacionarios tal y como lo estipula la teoría planteada por Geske y Roll. Si bien es cierto, los resultados demuestran el cumplimiento de la hipótesis propuesta por los autores es necesario verificar mediante otra metodología para estar seguros, debido a que de cumplirse la hipótesis propuesta por Fama es difícil que se cumpla la hipótesis de Geske y Roll.

Modelo "F" de Largo Plazo

La estimación de largo plazo utiliza los resultados de corto plazo

$$\begin{bmatrix} \overline{R} \\ \overline{\pi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 5.747 \\ 0.174 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.998 & -8.106 \\ -0.007 & 1.223 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \overline{R} \\ \overline{\pi} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.064 & 6.679 \\ 0.007 & -0.286 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \overline{R} \\ \overline{\pi} \end{bmatrix}$$

$$+ \underbrace{\begin{bmatrix} 14.004 & 0 \\ -0.062 & 0.356 \end{bmatrix}}_{S} \begin{bmatrix} \mu_t^R \\ \mu_t^{\pi} \end{bmatrix}.$$
 (6.1.12)

Empleando la estructura de un modelo Moving Average para poder obtener la estimación final se tiene

$$\left\{ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 0.998 & -8.106 \\ -0.007 & 1.223 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} -0.064 & 6.679 \\ 0.007 & -0.286 \end{bmatrix} \right\} \begin{bmatrix} \overline{R} \\ \overline{\pi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 5.747 \\ 0.174 \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 14.004 & 0 \\ -0.062 & 0.356 \end{bmatrix}}_{\tilde{S}} \begin{bmatrix} \mu^R \\ \mu^{\pi} \end{bmatrix}.$$
 (6.1.13)

Donde las variables endógenas llegan al valor estacionario a partir de un vector de intercepto y la matriz F que determina el valor de los coeficientes de los shocks.

$$\begin{bmatrix} \overline{R} \\ \overline{\pi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 27.360 \\ 2.761 \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 232.944 & -121.471 \\ -0.9225 & 5.598772 \end{bmatrix}}_{F} \begin{bmatrix} \mu^{R} \\ \mu^{\pi} \end{bmatrix}$$
(6.1.14)

En la ecuación (6.1.16) se puede observar que en el largo plazo se llega al estado estacionario y esta depende del intercepto y los shocks de cada variable donde la rentabilidad de las acciones depende positivamente de sus propios shocks, sin embargo, depende de forma negativa de shocks inflacionarios de la misma forma la variable inflacionaria depende negativamente de shocks producidos por la rentabilidad del mercado de acciones y positivamente de shocks inflacionarios.

A partir de la estimación explicada líneas arribas, en el cuadro 11²³ se aprecia la significancia de los coeficientes que resultan ser significativos al 1% y 5%, donde la significancia es similar a la obtenida para el modelo de Fama. Del mismo modo, se puede visualizar el error estándar y el Z-estadístico.

Empleando la metodología propuesta por Bhattacharjee y Christev (2016) para el análisis de un modelo bivariado.

$$V_R = W \times \frac{\hat{\sigma}_R}{\hat{\sigma}_{\pi}} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0.1758 & 0 \end{bmatrix} \ge \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0.0001 & 0 \end{bmatrix} = W \times \frac{\hat{\sigma}_{\pi}}{\hat{\sigma}_R} = V_{\pi}$$

A partir de la desigualdad anterior se puede observar el orden causal planteado en la hipótesis de causalidad inversa no se cumple; debido a que, el IPC causa a la IGBVL y no al revés como se establece en esta propuesta.



_

²³ Ver anexo

7. CONCLUSIÓN

El objetivo del presente estudio es analizar la relación existente entre inflación y rentabilidad de las acciones cotizadas en la BVL con la finalidad de identificar si existe la posibilidad de coberturar la inflación mediante la rentabilidad de las acciones durante el periodo de enero del 2003 a diciembre del 2019 bajo un contexto económico estable con metas de inflación. Para ello, se estimó un modelo de vector autorregresivo (VAR) y su respectiva función de impulso respuesta (FIR) que mostro que había una relación negativa. Este resultado, descarta el cumplimiento de la hipótesis generalizada de Fisher (1930) que sostiene la existencia de una relación positiva entre ambas variables; de esa manera, se descarta la existencia de una cobertura de inflación parcial o total por parte del retorno de acciones. Resultado que concuerda con los hallazgos encontrados por investigadores como Oudet (1973), Linter (1975), Nelson (1976), Fama (1977), Benderly y Zwick (1985), James (1985), Lee (1992), Kaul (1997) Park (2000), Schotman y Schweitzer (2000), Park (2000).

Debido a la relación negativa encontrada entre las variables se analizaron los canales de trasmisión de la hipótesis de efecto proxy y la hipótesis de causalidad inversa en conjunto dadas las similitudes en las variables empleadas. Los resultados de las estimaciones evidenciaron que la lógica detrás de las hipótesis no se cumple en su totalidad, porque respecto a la hipótesis de efecto proxy propuesta por Fama solo se cumple que los efectos reales tienen mayor significancia que los efectos monetarios, aunque, el signo de los efectos reales no concuerdan con lo explicado en la hipótesis. Por lo que concierne a la hipótesis de causalidad inversa la relación entre inflación y efecto monetario si se cumple con 1 rezago al igual que la relación con la rentabilidad de las acciones, sin embargo, los coeficientes no son significativos en ninguna de las dos relaciones.

Para identificar la relación causal entre las variables de estudio se utilizó el test de causalidad de Granger, se estimó un modelo SVAR, y finalmente se empleó la metodología de Bhattacharjee y Christev. Estas herramientas econométricas en suma ayudaron a determinar que variable es la que determina el orden causal. Con ello, se trata de examinar cual es el orden causal que se cumple para los datos empleados en esta investigación, dado que la hipótesis de efecto proxy y la de causalidad inversa plantean ordenes causales distintos.

Los resultados del análisis de identificación que se obtienen del test de causalidad de Granger y la estimación del modelo SVAR resultan inconclusos, porque el test de causalidad rechazó al 1% de significancia la hipótesis nula de que la inflación no causa a la Granger la rentabilidad de las acciones y del mismo modo se obtuvo similar resultado para la hipótesis nula que establece que la rentabilidad de las acciones no causa a la Granger a la inflación, obteniéndose

una causalidad bidireccional. Los resultados de la estimación del modelo SVAR no son concluyentes, por ello, se emplea la metodología de Bhattacharjee y Christev cuyo resultado muestra que la hipótesis de efecto proxy es la que podría llegar a cumplirse para el caso peruano bajo un esquema de metas de inflación, descartándose así la hipótesis de causalidad inversa.

Queda claro que la logica empleada en las hipótesis mencionadas no logran explicar el caso estudiado y esto puede deberse a que las hipótesis fue desarrolladas para contextos inflacionarios; sin embargo, el contexto estudiado en esta investigación es estable y con metas de inflación. Aunque, los resultados son consistentes con los hallazgos de la investigación de Adrangi, Chatrath y Shank (1999) para el caso peruano bajo un contexto inflacionario.

Finalmente, a partir de los resultados encontrados se concluye que la relación negativa encontrada entre el rendimiento de las acciones y la inflación no puede ser explicada ni por la hipótesis de efecto proxy ni por la hipótesis de causalidad inversa; por lo que, sería importante plantear y analizar distintos canales de trasmisión que puedan explicar el sentido económico de la relación negativa entre la rentabilidad de las acciones y la inflación.



BIBLIOGRAFÍA

- 1. Adrangi, B., Chatrath, A., & Raffiee, K. (1999). Inflation, Output and Stock Prices: Evidence from two major emerging markets. *Journal of economics and finance*, *23*(3), 266-278.
- 2. Adrangi, B., Chatrath, A., & Sanvicente, A. (2002). Inflation, output, and stock prices: Evidence from Brazil. *Applied Business Research (JABR)*, 18(1).
- 3. Adrangi, B., Chatrath, A., & Shank, T. M. (1999). Inflation, output and stock prices: evidence from Latin America. *Managerial and Decision Economics*, 20(2), 63-74.
- 4. BCRP. (2011). Glosario de términos económicos. *Banco Central de Reserva*.
- 5. Benderly, J., & Zwick, B. (1985). Real Balances, Output, and Real Stock Returns. *The American Economic Review, 75*(5), 1115-1123.
- Bhanja, N., Dar, A. B., & Tiwari, A. K. (2012). Are stock prices hedge against inflation? A revisit over time and frequencies in India.". Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics, 4(3), 199-213.
- 7. Bhattacharjee, A., & Christev, A. (2016). *Inferring Structural Ordering: How does the UK economy respond to international shocks?*
- 8. Bodie, Z. (1976). Common Stocks as a Hedge Against Inflation. *The journal of finance*, *31*(2), 459-470.
- 9. Burneo, D. (1995). Inflación y retorno bursátil en Ecuador 1993-1995.
- 10. Cáceres, A., & Nagamine, J. (1993). Efectos de la política monetaria sobre el mercado de acciones. Lima, Perú: GRADE.
- 11. Durai, S. R., & Bhaduri, S. N. (2009). Stock prices, inflation and output: Evidence from wavelet analysis. *Economic Modelling*, *26*(5), 1089-1092.
- 12. Eviews. (2011). *Help Eviews*. Obtenido de http://www.eviews.com/home.html
- 13. Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American economic review, 71*(4), 545-565.
- 14. Fama, E. F., & Schwert, G. W. (1977). Asset Return and Inflation. *Journal of financial economics*, *5*(2), 115-146.

- 15. Fisher, I. (1930). Interest Rates and Price Indexes. En *The theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it* (Clifton: Augustus H. Kelley, 1974 ed.). New York: Macmillan.
- 16. Geske, R., & Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *The journal of finance, 38*(1), 1-33.
- 17. Hernández T, L. (1990). INFLACION Y RETORNO BURSATIL, UNA INVESTIGACION EMPIRICA: CHILE 1960-1988. *Cuadernos de Economía*, 381-406.
- 18. James, C., Koreisha, S., & Partch, M. (1985). A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output, and Nominal Interest Rates. *The Journal of Finance*, *40*(5), 1375-1384.
- 19. Kaul, G. (1987). Stock returns and inflation: The role of the monetary sector. *Journal of financial economics*, *18*(2), 253-276.
- 20. Kim, S., & In, F. (2005). The relationship between stock returns and inflation: new evidence from wavelet analysis. *Journal of Empirical Finance*, 12(3), 435-444.
- 21.Lee, B.-S. (1992). Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. *The Journal of Finance*, *47*(4), 1591-1603.
- 22. Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis.* Springer Science & Business Media.
- 23. Martin, V., Hurn, S., & Harris, D. (2013). *Econometric modelling with time series: specification, estimation and testing.* Cambridge University Press.
- 24. MEF. (s.f.). Conceptos Basicos para comprender la economia del país. Obtenido de https://www.mef.gob.pe/es/politica-economica-y-social-sp-2822/23-conceptos-basicos/61-conoce-los-conceptos-basicos-para-comprender-la-economia-del-pais
- 25. Nelson, C. R. (1976). Inflation and rates of return on common stocks. *The journal of Finance*, *31*(2), 471-483.
- 26. Oudet, B. A. (1973). The variation of the return on stocks in periods of inflation. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 247-258.
- 27. Park, K., & Ratti, R. A. (2000). Real activity, inflation, stock returns, and monetary policy. *Financial Review*, *35*(2), 59-78.
- 28. Pérez, F. (2017). El rango meta de inflación y la efectividad de la política monetaria en el Perú. *Revista Moneda*(169), 13-17.
- 29. Reilly, F. K., Jhonson, G. L., & Smith, R. E. (1970). Inflation Hedges, and Common Stocks. *Financial Analysts Journal*, *26*(1), 104-110.

- 30. Rodríguez, G., & Vargas, A. (2012). Impacto de expectativas políticas en los retornos del Índice General de la Bolsa de Valores de Lima. *Economía, 35*(70), 190-223.
- 31. Solnik, B., & Solnik, V. (1997). A multi-country test of the Fisher model for stock returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 7*(4), 289-301.



ANEXO

Gráfico 4: Correlación IGBVL y PBI

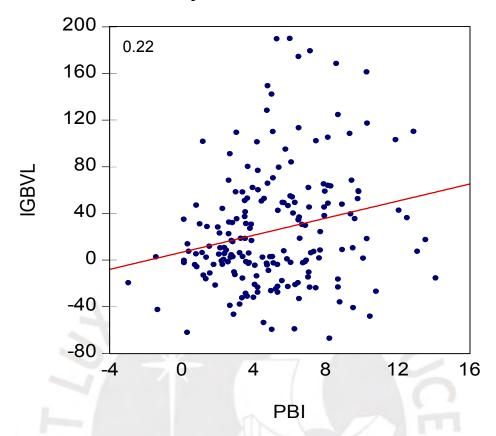


Gráfico 6: Correlación IGBVL y Oferta Monetaria

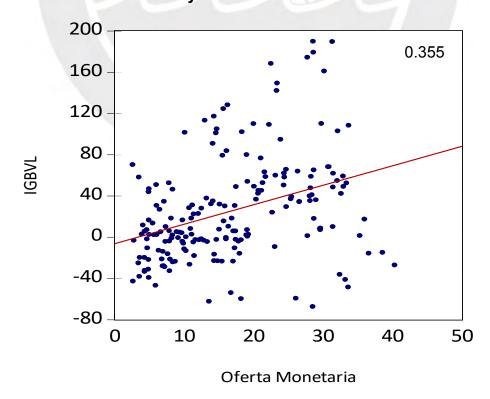


Gráfico 8: Correlación IPC y PBI

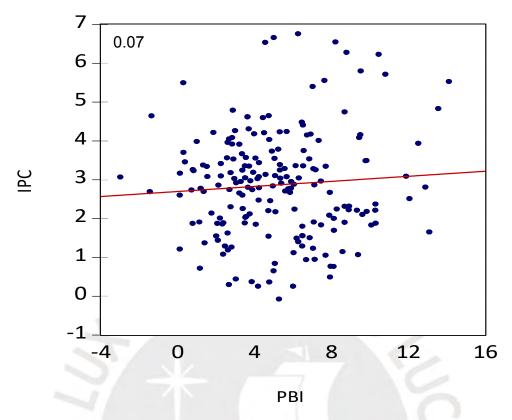
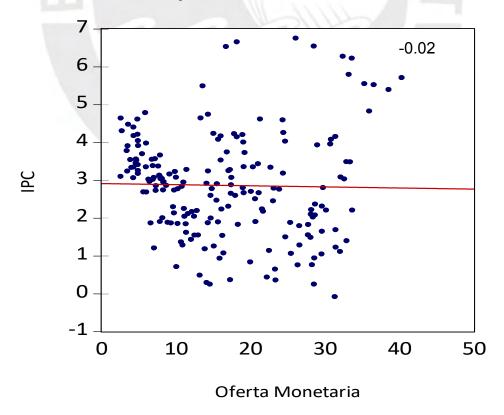


Gráfico 10: Correlación IPC y Oferta Monetaria



Cuadro 2: Estadísticas descriptivas

Estadísticos	π^e	M ^S	Υ
Observaciones	192	192	192
Media	2.707688	16.78303	5.172333
Mediana	2.616667	15.59402	4.876927
Máximo	4.65	40.31948	14.12708
Mínimo	1.825	2.594354	-2.962245
Des. Estándar	0.485674	9.536466	3.09518
Sesgo	1.378701	0.399228	0.406004
Curtogsis	5.976719	2.056387	3.059588
P-Value	0.000000	0.002217	0.070536

Cuadro 4: Pruebas de Raíz Unitaria

	Te			
Variables	Dickey Fuller A.	Phillips Perrón	Orden de Integración	
	t-Estadístico	t-Estadístico		
π^e	-2.95**	-3.10**	I(0)	
Y	-1.63*	-5.86***	I(0)	
Ms	-4.57***	-3.14**	I(0)	

Cuadro 7: Regresión VAR

	R	Υ	M ^S
	5.960404**	0.627856**	0.74222*
С	(-2.30253)	(-0.30437)	(-0.43064)
	[2.58864]	[2.06280]	[1.72353]
	1.035492***	-0.015733	0.020125
$R_{(-1)}$	(-0.07343)	(-0.00971)	(-0.01373)
	[14.1008]	[-1.62068]	[1.46530]
	-0.054825	0.022946**	0.000350
$R_{(-1)}$	(-0.07531)	(-0.00996)	(-0.01409)
	[-0.72796]	[2.30482]	[0.02487]
	-0.927022*	0.296926***	0.077038
$Y_{(-1)}$	(-0.52557)	(-0.06948)	(-0.0983)
	[-1.76384]	[4.27385]	[0.78373]
T	0.769749	0.309459***	-0.140597
$Y_{(-2)}$	(-0.52384)	(-0.06925)	(-0.09797)
	[1.46944]	[4.46896]	[-1.43506]
	-0.399913	0.017210	0.763616***
$M_{(-1)}^S$	(-0.39425)	(-0.05212)	(-0.07374)
	[-1.01437]	[0.33023]	[10.3561]
	0.101816	0.054495	0.176469**
$M_{(-2)}^S$	(-0.38917)	(-0.05144)	(-0.07279)
	[0.26162]	[1.05928]	[2.42447]
R ²	0.9238	0.6471	0.9256
R ² -ajustado	0.9213	0.6355	0.9232
SCR	36893	644.69	1290.5
SCE	14.198	1.8769	2.6556
F-estadístico	369.72	55.918	379.47
Prob. (F-estadístico)	0.0000	0.0000	0.0000
Akaike	8.1803	4.1333	4.8274
Schwarz	8.3000	4.2529	4.9470

Cuadro 8: Regresión VAR

	π	Υ	M^S
	10		
	-0.002000	1.157428***	1.903177***
С	(-0.07923)	(-0.41596)	(-0.61516)
	[-0.03308]	[2.78255]	[3.09382]
	1.231167***	0.855216**	0.385086
$\pi_{(-1)}$	(-0.07017)	(-0.36843)	(-0.54486)
	[17.5443]	[2.32127]	[0.70676]
	-0.294160***	-1.037421***	-0.771763
$\pi_{(-2)}$	(-0.06921)	(-0.36337)	(-0.53738)
	[-4.25012]	[-2.85498]	[-1.43615]
	0.005892	0.27527***	0.080091
$Y_{(-1)}$	(-0.01325)	(-0.06958)	(-0.1029)
	[0.44460]	[3.95634]	[0.77837]
~	0.032676**	0.313012***	-0.151943
$Y_{(-2)}$	(-0.01321)	(-0.06936)	(-0.10258)
	[2.47329]	[4.51277]	[-1.48126]
LL	0.001844	0.062362	0.850569***
$M_{(-1)}^S$	(-0.00972)	(-0.05103)	(-0.07547)
	[0.18968]	[1.22208]	[11.2709]
	-0.003264	0.026343	0.120301
$M_{(-2)}^S$	(-0.00982)	(-0.05158)	(-0.07627)
	[-0.33225]	[0.51076]	[1.57720]
R ²	0.9353	0.6499	0.9194
R²-ajustado	0.9332	0.6385	0.9167
SCR	23.1994	639.4649	1398.5650
SCE	0.3561	1.8693	2.7645
F-estadístico	440.7929	56.6254	347.8083
Prob. (F-estadístico)	0.0000	0.0000	0.0000
Akaike	0.8087	4.1252	4.9077
Schwarz	0.9283	4.2448	5.0274

Cuadro 10: Regresión SVAR (1)

	Coeficiente	Error Estándar	Z Estadístico	Prob.
C1	6.702919	2.681353	2.499678	0.012400
C2	13.79274	0.686214	20.09975	0.000000
C3	0.361927	0.018007	20.09975	0.000000

Cuadro 11: Regresión SVAR (2)

	Coeficiente	Error	Z	Prob.
	Coefficiente	Estándar	Estadístico	1 100.
C1	0.004477	0.001791	2.499678	0.012400
C2	14.004430	0.696747	20.09975	0.000000
C3	0.356456	0.017734	20.09975	0.000000



<u>APÉNDICE</u>

Debido a los resultados hallados en la presente investigación se considera pertinente realizar el análisis de la hipótesis de efecto proxy utilizando la inflación esperada. Para ello, se estima el modelo VAR bivariado y el test de causalidad de Granger con la finalidad de corroborar que se rompa la circularidad del análisis que genera doble causalidad.

Cuadro 12: Regresión VAR

Rezagos	R	π^e
С	0.164796** (0.07312)	0.001392** (0.00065)
17.	[2.25377]	[2.13210]
$R_{(-1)}$	0.981700*** (0.07176)	-0.000819 (0.00064)
(-1)	[13.6808]	[-1.27797]
$R_{(-2)}$	0.051852 (0.07057)	0.000893 (0.00063)
(-2)	[-0.73471]	[1.41778]
$\pi^e_{(-1)}$	-24.98487*** (7.28845)	1.331073*** (0.06506)
(-1)	[-3.42801]	[20.4577]
$\pi^e_{(-2)}$	19.54137*** (7.39350) [2.64305]	-0.384121*** (0.06600) [-5.81979]
R ²	0.924141	0.936080
R²-ajustado	0.921321	0.934782
SCR	3.800813	25.805230
SCE	0.138901	0.001240
F-estadístico	599.9783	721.2415
Prob(F-estadístico)	0.000000	0.000000
Akaike (AIC)	-1.0885671	-10.52300
Schwarz (SC)	-1.003783	-10.44111

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 12 se observa que el valor de R²-ajustado tiende a 1 en ambas ecuaciones, estos valores se sustentan en los SCR y SCE; además, están los criterios de información Akaike (AIC) y Schwarz (SC) cuyos valores ratifican la mayor bondad de ajuste. El F-estadístico prueba la significancia conjunta de la regresión y rechaza al 1% de significancia la hipótesis nula de que ninguna de las variables exógenas explica a la endógena.

$$R_{t} = 0.16 + 0.9817R_{t-1} - 0.051R_{t-2} - 24.98\pi_{t-1} + 19.541\pi_{t-2} + u_{t}. \quad (7.1)$$

En la ecuación (7.1) se puede apreciar que la constante es significativa al 5%, el primer rezago de la variable es positiva y posee significancia de 1%; sin embargo, el segundo rezago de la variable resulta ser negativa, no significativa y con un coeficiente muy pequeño. Además, se corrobora que la relación existente entre la rentabilidad de las acciones y la inflación es negativa debido a que el coeficiente inflacionario es negativo, lo suficientemente alto y posee significancia al 1% para el resultado con 1 rezago, con ello se confirma la relación negativa que explica la hipótesis.

$$\pi_{t} = 0.001 + 1.3\pi_{(-1)}^{e} - 0.384\pi_{(-2)}^{e} - 0.00081R_{t-1} + 0.00089R_{t-2} + u_{t}.$$
 (7.2)

En lo que respecta a la ecuación (7.2) se puede apreciar que la constante presenta un valor muy pequeño pero con significancia al 5%, el coeficiente del primer rezago de la variable es positivo y significativo al 1%; por el contrario, el segundo rezago resulta ser negativo y con significancia de 1%. Del mismo modo, se muestra que la relación existente entre la rentabilidad de las acciones y la inflación es negativa con un coeficiente bajo y no significativo descartandose así el cumplimiento de la hipótesis de causalidad inversa, porque.

Para verificar que el orden causal se cumple en este análisis se empleará el test de causalidad de Granger. La hipótesis nula que subyace de este análisis es la siguiente:

 H_0 : r = 0 R_t No causa a la Granger a π_t^e .

 $H_1: r \neq 0$ R_t Causa a la Granger a π_t^e .

Cuadro 13: Causalidad de Granger

Hipótesis Nula	F-estadístico	Prob.
$R \nrightarrow \pi^e$	1.01765	0.3633
$\pi^e \nrightarrow R$	7.32221***	0.0009

Fuente: Elaboración propia.

El resultados del Cuadro 13 muestran que la rentabilidad de las acciones no causa a la Granger a la inflación esperada; debido a que se, no se rechaza la hipótesis nula. Así mismo, se obtiene que la inflación esperada causa a la Granger a la rentabilidad de las acciones, con el presente resultado verificamos el cumplimiento del orden causal de la hipótesis de efecto proxy, debido a que se rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia de que la inflación esperada no causa a la Granger a la rentabilidad de las acciones. Finalmente, se puede concluir que al emplear la inflación esperada se rompe la circularidad que se encontró al utilizar la inflación observada.