

Universidad de San Andrés Escuela de Administración y Negocios

Magíster en Finanzas

Trabajo de Graduación

Análisis de la Robustez del Efecto Dia de la Semana en los Mercado de Divisas de Latinoamérica entre 1995-2019

*Una revisión de la teoría y el trabajo empírico*

**Autor:** Sofia Agustina González

**DNI:** 39.098.037

**Director:** Alejandro Loizaga

Junio de 2021

Victoria, Buenos Aires

# Abstracto

En los últimos años, las pruebas de eficiencia en los mercados financieros se han convertido en un campo de activa investigación. El “efecto del día de la semana” se considera una anomalía estacional de los mercados investigados debido a que sus condiciones son incompatibles con los modelos de financiación establecidos. La presencia de este efecto puede generar múltiples oportunidades de arbitraje para los inversionistas individuales, y, por tanto, plantea un desafío para la teoría moderna del Mercado de Capitales. El objetivo principal de este estudio es analizar la robustez del efecto día de la semana en los mercados de divisas principales y emergentes durante el periodo comprendido de enero de 1995 a diciembre de 2019. La amplitud del marco temporal considerado a lo largo de este estudio permite demostrar la presencia de efectos asimétricos en todas las divisas, particularmente significativos los lunes y viernes. Se realiza un estudio sobre el supuesto de linealidad en la distribución de los errores y la varianza condicional a través de los modelos ARCH. Nuestros hallazgos sugieren que la estacionalidad sobre los rendimientos varía para cada par según el supuesto de análisis y el parámetro error modificado sobre la serie. Aunque no es posible determinar la previsión de volatilidad sobre el modelo, si se puede observar un comportamiento típico en el tipo de cambio de todas las divisas incluidas en la muestra.

# Índice de Contenido

[Introducción 5](#_Toc74176230)

[Revisión de la literatura 8](#_Toc74176231)

[Pruebas basadas en regresiones lineales 8](#_Toc74176232)

[Pruebas basadas en modelos ARCH 12](#_Toc74176233)

[Discusión actual 18](#_Toc74176234)

[Posibles causas del Efecto Día de la Semana 19](#_Toc74176235)

[Errores estadísticos 19](#_Toc74176236)

[Interacción con otros fenómenos del mercado 20](#_Toc74176237)

[El importancia de la microestructura del mercado 21](#_Toc74176238)

[Efectos asimétricos en los flujos de información 22](#_Toc74176239)

[Efectos conductuales y cambios en los patrones de negociación 24](#_Toc74176240)

[La naturaleza condicional del efecto lunes 27](#_Toc74176241)

[Metodología y Datos 30](#_Toc74176242)

[Formulación de las Hipótesis 30](#_Toc74176243)

[El Mercado de Divisas 30](#_Toc74176244)

[Resultados 39](#_Toc74176245)

[Conclusiones Finales 40](#_Toc74176246)

[Referencias Bibliográficas 40](#_Toc74176247)

[Anexo 51](#_Toc74176248)

# Introducción

En 1970, Fama definió por primera vez el concepto de “eficiencia informacional” y calificó a los mercados como “eficientes” en uno de sus principales trabajos: *Mercados de Capitales Eficientes: Una Revisión de la Teoría y el Trabajo Empírico*. En este estudio, utiliza por primera vez las categorías de “Eficiencia” de Robert (1967) para la Hipótesis de Mercado: débil, semi fuerte y fuerte. En la forma débil, los participantes en el Mercado de Capitales actúan en consecuencia de lo que ocurrió en el pasado, esto es información histórica. En la forma semi fuerte, la información no solo está contenida en la serie histórica de precios sino también, en los datos públicos de empresas o instituciones, (como balances, dividendos, tipos de interés, datos macroeconómicos, etc). En la forma fuerte, toda información disponible, sea pública o privada, está contenida en las cotizaciones bursátiles de los precios actuales. En este modelo no es posible incorporar algún tipo de información que no esté ya descontada en el precio de mercado. Por tanto, ningún inversor puede obtener rentabilidades extraordinarias de forma consistente en el tiempo.

Fama (1976) planteo que las pruebas de eficiencia en los mercados financieros son dependientes de alguna suposición sobre los rendimientos esperados de equilibrio. En otras palabras, para probar si una estrategia tiene rendimientos anormales es necesario especificar antes un modelo para devoluciones normales. Cuando una prueba encuentra alguna estrategia que no puede ser fundamentada por los modelos de equilibrio “normales”, se conoce como “anomalía”.

Una de las anomalías más ampliamente documentada es el “efecto semanal” que evidencia comportamientos diferentes de las rentabilidades, e incluso de las volatilidades, dependiendo del día de la semana, el mes del año o cambio de mes analizado. (Rojas & Kristjanpoller, 2013) La presencia de estos efectos implica una contradicción con la Hipótesis de Mercado Eficiente de Fama, la cual señala que los precios de las acciones reflejan en todo momento la información disponible. (Fama, 1970) La subsistencia de un patrón estacional indica que el mercado es ineficiente y que los inversores pueden ser capaces de obtener un rendimiento anormal. Por este motivo, los investigadores financieros se han interesado por conocer la existencia de anomalías de calendario, o estacionalidad en la rentabilidad de las acciones, en diferentes mercados.

Estudios más recientes, han demostrado que la regularidad empírica de las anomalías de calendario no se limita al mercado de acciones. Saunders y Urich (1984) encontraron evidencia en el mercado de Fondos Federales; Flannery y Protopapadakis (1988) en el mercado T-Bill; Chiang y Tapely (1983) en el mercado de productos básicos; Ball, Torous y Tschoegl (1982) en el mercado de metales; Gay y Kim (1987) en el mercado de futuros. A pesar de que las primeras evidencias encontradas fueron en los Estados Unidos, Jaffe y Westerfield (1985) también lo hallan presente en Australia, Canadá, Japón y Reino Unido. (Rahman, 2009)

Aunque existe una abrumadora evidencia de que los rendimientos de los días laborables varían con el día de la semana en distintos tipos de activos y mercados, las explicaciones sugeridas no son unánimes, lo que justifica la necesidad de mayor investigación en esta área. Teniendo en cuenta que algunas anomalías desaparecen con el tiempo, mientras que otras prevalecen en ciertos mercados, vale la pena examinar si esta anomalía en particular todavía existe.

El objetivo principal de este estudio es analizar la robustez del efecto de día de la semana en mercados de divisas de Latinoamérica durante el periodo comprendido de enero de 1995 a diciembre de 2019. En particular, la tesis plantea la hipótesis de que la evidencia internacional sobre el efecto del día de la semana es sensible a la especificación de error y la varianza condicional del modelo. El supuesto indica la existencia de estructuras y dependencias no lineales ocultas en los términos residuales que, de no ser tenidas en consideración, pueden aumentar la significatividad estadística de las variables ficticias, y llevar a una conclusión errónea de un efecto de día de la semana. Para investigar la solidez de este efecto, se utilizan los valores de cierre diario de seis tipos de cambio expresados respecto al dólar estadounidense. Se emplean métodos estadísticos paramétricos y no paramétricos, en el contexto de volatilidad implícita de cada moneda. En caso de hallar evidencia de linealidades no simétricas en la volatilidad, se analizarán los efectos diarios con los modelos ARCH para respaldar la significatividad estadística de las variables ficticias diarias.

Esta tesis contribuye a la literatura existente de varias formas. En primer lugar, a diferencia de otros estudios su alcance es mucho más amplio, ya que nuestro objeto de estudio son los mercados de divisas de diferentes partes del mundo y en distintas etapas de desarrollo. En segundo lugar, estamos interesados en conocer la dinámica propia de cada divisa, como así también, la fluctuación de estas variaciones respecto al mercado internacional. Encontrar un patrón estacional en la variabilidad de los retornos anormales, puede constituir un conocimiento valioso para muchos agentes económicos. Finalmente, consideramos que este trabajo también resulta oportuno para analizar las diferencias y similitudes de este efecto en diferentes mercados, y el desarrollo de estrategias comerciales que permitan a los inversores tomar mejores decisiones de inversión, basadas tanto en el riesgo como en el rendimiento de los activos.

El resto de esta Tesis está organizado de la siguiente forma. El segundo capítulo proporciona una breve revisión de la literatura y de los fundamentos teóricos del presente trabajo. El tercer capítulo ofrece algunas explicaciones causales del efecto de día de la semana de investigaciones previas. El cuarto capítulo presenta los datos y el marco temporal considerado a lo largo de este estudio. El quinto capítulo describe en detalle la metodología utilizada para comprobar la robustez de este efecto en diferentes mercados. El sexto capítulo proporciona un análisis de los resultados y hallazgos empíricos. El séptimo capítulo presenta las conclusiones de la investigación y ofrece algunas observaciones finales. El octavo capítulo contiene las referencias bibliográficas más relevantes. Por último, el noveno capítulo presenta un Anexo con diferentes tablas y gráficos.

# Revisión de la literatura

La siguiente sección revisa los aspectos de la literatura más importantes que tienen como objetivo descubrir cualquier anomalía diaria. Los estudios se clasifican en dos grupos: los que emplean regresiones lineales simples, como el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), y los que utilizan métodos más complejos, como los modelos ARCH y extensiones.

El orden teórico seleccionado sigue la presentación propuesta por Labov (2009) en su estudio sobre el efecto del día de la semana en los mercados bursátiles.

## 

## 2.3.1 Pruebas basadas en regresiones lineales

Uno de los primeros investigadores que describió la presencia de anomalías estacionales en los retornos, fue el artículo de Fields (1931). Este trabajo fue complementado posteriormente, por estudios de Fama (1965) y Cross (1973) quienes también analizaron la distribución de precios en acciones. La principal observación de estos estudios fue que el S&P500 tuvo un mejor desempeño los viernes, y los lunes fueron en promedio más bajos que los demás días de la semana.

Posteriormente, French (1980) analizo el efecto del día de la semana siguiendo un enfoque probabilístico. Utilizando datos diarios del índice S&P500 entre 1953-1977, probó dos modelos alternativos del proceso que genera la rentabilidad diaria en acciones: el modelo calendario y el modelo de negociación diaria. El primero, asume que los retornos siguen una función lineal del plazo de la inversión. Se analiza que el retorno promedio del lunes debe ser tres veces mayor que el mismo para los demás días de la semana. En cambio, si los retornos se viesen afectados los días en que el mercado estuviese abierto, cada día representa la inversión de un día plazo y el retorno medio es el mismo para todos los días. (SMITH, 2001) Los resultados demostraron ser incompatibles con ambos modelos. Se observo una incidencia negativa en el rendimiento promedio del lunes, mientras que la rentabilidad media de los otros días de la semana fue positiva. (Salvi, 2016)

Otro trabajo muy importante durante este período fue el de Gibbons y Hess (1981). Además de utilizar datos diarios del índice S&P500, analiza datos del Centro de Investigación en Precios de Valores (CIPV) y carteras ponderadas por riesgo durante el periodo 1962-1978. Por medio de MCO, comprueban la hipótesis nula de que los rendimientos son idénticos todos los días de la semana. Con el objetivo de lograr un resultado más cercano a la realidad, ajustan los parámetros a los retornos diarios, pero no se incluyen términos autorregresivos en la autocorrelación del modelo. Este es el primer modelo en el que se descubre que la autocorrelación y la heterocedasticidad pueden distorsionar los residuos.

Keim y Stambaugh (1984) realizan una extensión del modelo en un periodo de tiempo más largo, y analizan la rentabilidad diaria respecto al tamaño de la empresa. En esta investigación, descubren la existencia de rendimientos negativos los lunes ya en 1928, en datos del índice S&P500, en acciones negociadas en bolsas de empresas de todos los tamaños, y en acciones negociadas de forma activa en el mercado extrabursátil (OTC). Para las 30 acciones individuales del índice Dow Jones, la correlación entre el rendimiento promedio del viernes y la del lunes fue positiva y la más alta de todos los pares de días sucesivos. Este último hallazgo es inconsistente con explicaciones de errores de medición bastante generales.

Jeffe y Westerfield (1985) examinan el efecto del día de la semana en los mercados internacionales. En particular, investigan los retornos diarios de Reino Unido (1950-1983), Canadá (1976-1983), Japón (1970-1983) y Australia (1973-1982). Para fines comparativos, también se incluyen datos del índice S&P 500 entre 1962-1983. Se comprueba el “efecto lunes” en las bolsas de valores de EE. UU., Australia, Canadá y Reino Unido, además, de un “efecto viernes”, excepto para Reino Unido. Los rendimientos medios más bajos se registraron en Japón y Australia los martes. Al igual que en el estudio anterior, evalúan las diferencias de zonas horarias entre los rendimientos de EE. UU., Japón y Australia retrocediendo las variables ficticias diarias. Los resultados muestran que la diferencia rezagada de un día con respecto al mercado estadounidense no explica el efecto de día de la semana en el mercado japonés. En Japón, el martes siguió siendo el día con peor rendimiento. Los resultados permiten rechazar la hipótesis de que los errores de medición o los procedimientos de liquidación pueden provocar la anomalía diaria en los mercados investigados.

Los hallazgos de Jaffe y Westerfield no fueron totalmente compatibles con resultados anteriores de McFarland, Pettit y Sung (1982) quienes descubrieron que los retornos del lunes y miércoles eran más altos que los del jueves y viernes tanto en el mercado al contado, como en el mercado a plazo.

Condoyanni, O'Hanlon y Ward (1987) investigaron el efecto del día de la semana en los mercados de EE. UU., Australia, Canadá, Francia, Japón, Reino Unido y Singapur durante el periodo 1969-1984. Excepto Australia para la cual solo se disponía datos diarios entre 1981-1984. A diferencia de estudios anteriores, el retorno del lunes en Japón fue positivo, pero es una realidad distorsionada ya que no se contabilizaron las operaciones de los sábados. Al ser el sábado, el último día de negociación, se registran grandes rendimientos positivos. El efecto martes fue negativo en todos los mercados, excepto en EE. UU. y Canadá. Los miércoles se identifican rendimientos positivos importantes, al igual que los jueves, en Canadá, Francia y Singapur, y los viernes solo para Australia. Se demostró, además, que todos los mercados estaban correlacionados con los rendimientos estadounidenses de días anteriores, excepto los de Francia. También se realizó una prueba similar a la de Jeffe y Westerfield (1985) para controlar el efecto común con el mercado estadounidense. Los hallazgos demuestran evidencia estadística suficiente para concluir que el efecto negativo de fin de semana fue menos pronunciado después de este ajuste y que la rentabilidad media del lunes se redujo aún más.

Lakonishok y Smidt (1988) examinan datos diarios del índice industrial Dow Jones para probar la existencia de patrones estacionales persistentes en las tasas de rendimiento. Se realizan dos pruebas de estacionalidad: una para un viernes seguido de un sábado con operaciones y otra para un viernes seguido de un sábado sin operaciones. Los resultados confirman la evidencia de retornos persistentemente anómalos cercanos al cambio de semana, cambio de mes, cambio de año y alrededor de los días festivos.

Aggarwal y Rivoli (1989) analizan los rendimientos diarios de cuatro mercados emergentes de Asia: Hong Kong, Singapur, Malasia y Filipinas. Los resultados apoyan la existencia de un patrón estacional en estos mercados. Además, registran que los retornos del mes de enero fueron más altos que en cualquier otro mes, excepto en Filipinas. También, encuentran un fuerte efecto de día de la semana con rendimientos más bajos los lunes y un fuerte efecto martes que relacionan con la diferencia horaria de Nueva York. Wong, Hui y Chan (1992) realizan una extensión de la investigación y analizan los retornos diarios en los mercados de Singapur, Hong Kong, Malasia, Tailandia y Taiwán. Los autores comprueban que hay un efecto de día de la semana en todos los mercados investigados excepto en Taiwán. La evidencia indica que los rendimientos examinados no guardan una correlación significativa con el mercado estadounidense.

Agrawal y Tandon (1994) examinaron cinco efectos estacionales en mercados de valores de dieciocho países: fin de semana, fin de mes, finales de diciembre, los efectos mensuales y los efectos del viernes decimotercero. Un hallazgo importante de la investigación es que, se confirma la estacionalidad diaria en casi todos los países, pero el efecto fin de semana se comprueba en solo nueve. Además, se observa que los rendimientos medios del martes son sustancialmente más bajos en ocho países y, curiosamente, la estacionalidad diaria desaparece en gran medida en la década de 1980. Las estimaciones realizadas rechazan los procedimientos de liquidación como una posible explicación de los fenómenos observados en los mercados examinados.

Arsad y Coutts (1997) investigan el efecto 'mes de negociación' y 'vuelta del mes' con datos del Índice de Acciones Ordinarias Industriales en Reino Unido entre 1935 y 1994. Los autores descubren que existe un efecto mes de negociación y que este efecto persiste durante un período de tiempo mucho más corto que el documentado por estudios anteriores en los Estados Unidos y el Reino Unido. Otra observación interesante, es que se registran el viernes grandes rendimientos positivos durante todos los periodos a diferencia del jueves donde solo se hallan rendimientos positivos en cuatro subperíodos. La estadística F permite rechazar la hipótesis de igualdad de las variables ficticias diarias que no fueron ajustadas por sus sesgos.

Kamara (1997) analiza posibles causas del desplazamiento del efecto lunes en los EE. UU a lo largo del tiempo. Una de las principales hallazgos de este estudio, es que el efecto lunes desaparece en las acciones negociadas de grandes empresa, sobre todo después de abril de 1982. Este cambio lo asocia con la reducción en los costos de transacción que permiten a los inversores arbitrar contra el efecto lunes. Una prueba adicional de este efecto es el aumento de la relación entre el volumen de negociación institucional y el volumen de negociación individual. Además, observa que en las empresas de pequeña capitalización el efecto lunes es persistente y los costos de transacción más altos que en las empresas de gran capitalización. En el período posterior a 1982, se observa que el rendimiento promedio del lunes es positivo para los valores de las grandes empresa, pero bajo en comparación con el rendimiento medio de la semana. Por tanto, se concluye que los *traders* informados utilizan el mercado de futuros con menores costos de transacción para arbitrar el efecto de día de la semana.

Brooks y Persand (2001) examinaron la evidencia en cinco mercados del sudeste asiático: Corea del Sur, Malasia, Filipinas, Taiwán y Tailandia. Los hallazgos muestran una estacionalidad significativa en tres de los cinco mercados. Aunque la ampliación de la ecuación riesgo-retorno puede explicar algunos efectos significativos del día de la semana, el riesgo de mercado por sí solo parece insuficiente para caracterizar este fenómeno.

Estudios relacionados, como Thoebald y Price (1984), Simrlock y Starts (1986), Board y Sutcliffe (1988), Cohers y Cohers (1995), Dubois y Louvet (1996),Tang y Kwok (1997), Islam y Gomes (1999), Choudhry (2000), Mehdian y Perry (2001), Lyroudi, Subeniotis y Komisopoulos (2002), Patev, Lyroudi y Kanaryan (2003), Aly y col. (2004), Nath y Dalvi (2004), Chukwuogor-Ndu (2006), Agathree (2008), entre muchos otros, también documentan que la distribución de precios en acciones varía según el día de la semana en diferentes periodos y mercados. Como veremos a continuación, la mayoría de los estudios ignoran el supuesto de distribución de errores y utilizan métodos estándar como ANOVA, las pruebas F, las pruebas t, para investigar el efecto del día de la semana. Este enfoque plantea dudas sobre la fiabilidad de sus resultados y cuestiona la existencia de tal efecto, dado que uno de los supuestos fundamentales de estas pruebas es el de normalidad en los parámetros.

## 2.3.2 Pruebas basadas en modelos ARCH

### 

Durante las últimas décadas han surgido modelos que buscan probar la existencia de anomalías estacionales utilizando mejores técnicas de estimación. Aunque las primeras pruebas de eficiencia en los mercados financieros se basan en correlaciones de rendimientos en acciones, las pruebas modernas utilizan puntos de referencia mucho más sofisticados, que permiten medir variaciones transversales y series de tiempo en el rendimiento de los activos. (Mahmoud Abdou, 2019)

Francés, Schwert y Stambaugh (1987) examinaron la relación entre los rendimientos de las acciones y la volatilidad del mercado de valores. Encontraron evidencia de que la prima de riesgo de mercado esperada se relaciona de forma positiva, con la volatilidad predecible de los rendimientos de las acciones. También hallaron evidencia de que los rendimientos inesperados del mercado de valores se relacionan de forma negativa con el cambio inesperado en la volatilidad de los rendimientos de las acciones. Esta relación negativa proporciona pruebas indirectas de una relación positiva entre las primas de riesgo esperadas y la volatilidad.

Foster y Viswanathan (1990) descubren que, para la mayoría de los mercados, los días con mayor volatilidad también coinciden con el volumen de negociación más bajo. Se prueba el supuesto de que la alta volatilidad iría acompañada de un bajo volumen de negociación debido a la falta de voluntad de los operadores de liquidez para operar en períodos de gran exposición en los mercados.

Baillie y DeGennaro (1990) prueban mediante la utilización de modelos GARCH que cualquier relación entre los rendimientos medio de una cartera de acciones y su varianza condicional o desviación estándar es débil. Los resultados sugieren que los inversores consideren alguna otra medida de riesgo más importante que la varianza de los rendimientos de la cartera.

Campbell y Hentschel (1992) desarrollan un modelo de retroalimentación entre la volatilidad y la rentabilidad de las acciones utilizando una simple variación cambiante: un modelo cuadrático autorregresivo generalizado condicionalmente heterocedástico, conocido también como QGARCH. Este método se utilizó para explicar el sesgo negativo y el exceso de curtosis presente en los rendimientos de las acciones. Los resultados demostraron que la volatilidad normalmente tiene un efecto poco significativo sobre los retornos, pero que puede ser importante en períodos de alta volatilidad.

Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) analizaron la relación entre el retorno mensual esperado condicional y la varianza condicional del rendimiento mensual utilizando un modelo GARCH-M modificado. Este método permite analizar los patrones estacionales en la volatilidad, innovaciones positivas y negativas a los rendimientos que tienen diferentes impactos en la volatilidad condicional, y tasas de interés nominales para predecir la varianza condicional. Además, mostraron que la volatilidad condicional mensual puede no ser tan persistente como se pensaba. Los rendimientos positivos imprevistos pueden dar lugar a una revisión a la baja de la volatilidad condicional, mientras que los rendimientos negativos imprevistos pueden dar una revisión al alza de la volatilidad condicional.

Corhay y Rad (1994) examinaron la rentabilidad de acciones en varios mercados europeos. Los resultados mostraron la existencia de dependencias no lineales que no lograron ser capturadas por el método de paseo aleatorio. Además, encontraron que el método GARCH heterocedástico autorregresivo generalizado con distribución t-student condicional era el que mejor se ajustaba a los datos.

Alexakis y Xanthakis (1995) investigaron el efecto del día de la semana en el mercado de valores griego. El análisis realizado tiene en cuenta que la varianza es dependiente a lo largo del tiempo, mientras que el modelo EGARCH-M investiga la volatilidad que se considera no constante a lo largo del tiempo. Se registran efectos positivos los jueves y viernes, y negativos los martes, al que relacionan con los cambios de la regulación cambiaria el mercado griego. Además, se demostró que la prima de riesgo es positiva y que el riesgo adicional se compensaba en parte con el rendimiento adicional. Se concluye que la volatilidad aumenta más cuando los retornos de choque son positivos, que fue lo opuesto a la asimetría esperada.

Choudhry (2000) analizo el efecto del día de la semana en siete mercados bursátiles asiáticos emergentes y los rendimientos de la varianza condicional. La investigación empírica se llevó a cabo utilizando el modelo GARCH y los retornos diarios de la India, Indonesia, Malasia, Filipinas, Corea del Sur, Taiwán y Tailandia desde enero de 1990 hasta junio de 1995. Los resultados obtenidos indican la presencia significativa del efecto del día de la semana tanto en los rendimientos de las acciones, como en la volatilidad, aunque no fueron idénticos en los siete casos. Los resultados muestran que estos efectos pueden deberse a un posible contagio del mercado de valores japonés.

Frans es y Paap (2000) examinaron los efectos del día de la semana utilizando el método PAR-PGARCH para la ecuación media. Este método permite que los términos autorregresivos varíen según el día de la semana, lo que posibilita la estacionalidad periódica de la ecuación de la varianza. Los resultados registraron la presencia de rendimientos importantes positivos los miércoles. También se encontró una correlación significativa de primer orden los lunes y martes, mientras que la volatilidad fue variante para los lunes, miércoles y viernes.

Berument y Kiymaz (2001) prueban el efecto del día de la semana en la volatilidad del mercado de valores utilizando datos del índice S&P 500 entre enero de 1973 y octubre de 1997. Los hallazgos muestran que este efecto está presente en las ecuaciones de volatilidad y de retorno. Mientras que los rendimientos más altos y bajos se observaron los miércoles y lunes, la volatilidad más alta y baja se observó el viernes y miércoles, respectivamente. Una investigación adicional de los subperíodos refuerza el hallazgo de que el patrón de volatilidad es estadísticamente diferente para cada día de la semana.

Kok y Wong (2004) investigan la estacionalidad diaria en cinco países de la Asociación de Naciones del Sudeste Asiático (ASEAN): Malasia, Singapur, Indonesia, Tailandia y Filipinas durante el periodo 1992-2002. Los datos se dividieron en tres períodos: antes de la crisis (1992-1997), durante la crisis (1997-1998) y después de la crisis (1998-2002). Los resultados muestran la existencia de patrones estacionales diferentes en todos los mercados antes de la crisis, con efectos predominantes los lunes y viernes. También se observa un fuerte “efecto martes” en Tailandia y Filipinas durante el periodo de crisis. En el periodo posterior, los efectos estacionales fueron diversos y alterados. Se concluye que a excepción de Tailandia, donde permanecen dos de las variables ficticias diarias, el efecto del día de la semana no fue tan significativo durante el período posterior a la crisis, ya controlado el nivel de riesgo variable en el tiempo.

Patev, Lyroudi y Kanaryan (2004) examinaron el efecto día de la semana en los mercados de valores de Europa Central y Oriental. Los resultados exhiben la presencia de efectos negativos los miércoles y efectos positivos los viernes. También se detectó mediante el modelo GARCH-M la presencia de más efectos diarios: dos efectos negativos los lunes, tres efectos negativos los martes, dos efectos negativos los miércoles y dos efectos negativos los viernes. La bolsa de valores eslovena exhibió efectos negativos los cinco días de la semana, a excepción de Polonia los jueves. Este efecto puede deberse al alto grado de correlación riesgo-beneficio positivo entre los mercados.

Yalcin y Yycel (2006) investigaron la anomalía del día de la semana en veinte economías emergentes de todo el mundo. Se utiliza el modelo EGARCH-M que permite el examen simultáneo de efectos sobre el retorno y la variabilidad. Los resultados muestran que la estacionalidad de los mercados no es significativa cuando se evalúa en el nivel del al 1%. A pesar de que los rendimientos más altos se concentran alrededor del viernes, la volatilidad es más alta los lunes y más baja los martes y viernes.

Cho, Linton y Whang (2007) analizaron los rendimientos de los índices bursátiles de Japón y Reino Unido. A diferencia de estudios previos, definen el efecto lunes en base al criterio de dominancia estocástica. Los resultados muestran pruebas sólidas de un efecto lunes en muchos casos con este criterio más sólido. Además, observan que este efecto se ha revertido o debilitado en los índices Dow Jones y S&P 500 después de 1987, pero que sigue siendo especialmente fuerte en los índices NASDAQ, Russell 2000 y CRSP.

Baker, Rahman y Saadi (2008) probaron evidencia confiable del efecto del día de la semana en la media y en la volatilidad para el índice de retorno canadiense S&P/TSX. A diferencia de estudios previos, realizan varias especificaciones para la distribución de errores: GARCH normal, t de Student, distribución de errores generalizada y distribución exponencial doble. Los resultados muestran que el efecto del día de la semana es sensible a la especificación particular de las distribuciones subyacentes. La evidencia demuestra la aparente fragilidad de estudios empíricos previos sobre anomalías del calendario.

En cuanto a investigaciones que relacionan el volumen de las transacciones como causalidad de este efecto, podemos mencionar los trabajos de Foster y Viswanathan (1990), Kiymaz y Berument (2003), Sakalauskas y Krikščiūnienė (2007), Rojas y Kristjanpoller (2014), entre otros. Foster y Viswanathan (1990) descubren que la varianza de precios es más alta los lunes y el volumen de transacción más bajo los martes debido a los costos en la selección adversa de inversores informados. También, se registran efectos más fuertes para las empresas con mejores informes públicos y con un comercio de liquidez más discrecional. Berument y Kiymaz (2003) investigan la volatilidad del efecto del día de la semana en los principales índices bursátiles durante el período 1988-2002. Los resultados muestran que este efecto está presente tanto en la ecuación de la rentabilidad como en la volatilidad. Los días con mayor volatilidad fueron consistentes con el volumen de negociación más bajo en los mercados examinados. Rojas y Kristjanpoller (2014) utilizaron los modelos de varianza heterocedástica y los vectores autorregresivos (VAR) para analizar la relación entre el volumen de transacción y los rendimientos bursátiles en los mercados latinoamericanos. Los resultados evidencian un efecto estacionario significativo sobre la variación del volumen de transacción.

Respeto a trabajos en Latinoamérica podemos destacar los trabajos de Smith (2001), Hourcade (2002), Salvi (2016), para el índice Merval Argentina. Espinosa Méndez (2007) para el mercado bursátil chileno. Rivera Palacio (2009), Cepeda y Daza (2013), para el mercado de valores colombiano. Kristjanpoller (2009) y Ramirez (2017), para las bolsas de valores de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, y Perú.

Smith (2001) replica el estudio de French para los datos correspondientes al Índice Merval Argentino. Los resultados muestran una tendencia negativa los días lunes que relaciona con los anuncios negativos, por parte de empresas argentinas, antes del fin de semana. Es decir, de hacer públicas sus malas noticias entre el cierre del viernes y la apertura del lunes. Esto lleva a un efecto de “ventas en pánico” que exageran la reacción de mercado. Sugiere que el efecto fin de semana en la Argentina podría ser el resultado de un efecto de falla global en la eficiencia de mercado.

Hourcade (2002) examina el efecto de mercado cerrado para el índice MERVAL Argentina. Se analizan los retornos de los días lunes con los días suceden a un feriado. Los resultados indican que los días posteriores a un feriado fueron más negativos que si se hubiera tenido en cuenta solo al lunes de forma individual. Si bien no es posible validar estadísticamente esta hipótesis sí se puede observar el efecto negativo de mercado cerrado durante el periodo en estudio.

Salvi (2016) analiza el efecto fin de semana para el índice Merval Argentina durante el periodo 1992-2015. Para probar si los retornos negativos de los lunes son el resultado de un efecto propio o de un día hábil, se comparan los retornos de los días que suceden a un feriado con los que no. Los resultados registraron que el retorno medio del martes se redujo y que los retornos negativos corresponden a un efecto de fin de semana y no de mercado cerrado. Como alternativa para obtener un retorno sistemático mayor al del mercado, se aplicó esta estrategia en fondos comunes de inversión sin costos por suscripción ni rescate.

Espinosa Méndez (2007) investigo el efecto fin de semana y el efecto fin de mes en el mercado bursátil chileno. Siguiendo la metodología propuesta por Kenneth R. French, se analizaron las hipótesis de “Trading Time” y “Calendar Time”. Los resultados mostraron efectos negativos estadísticamente significativos los lunes. También se observó que la volatilidad de precios es más alta si las noticias se comunican cuando el mercado está abierto. Este efecto puede deberse a las asimetrías de información entre los participantes del mercado. Los resultados indican que este método no fue eficiente en detectar un efecto fin de semana y un efecto fin de mes en la serie de precios IPSA durante el periodo en estudio.

Rivera Palacio (2009) examina el efecto del día de la semana en los tres índices bursátiles principales de Colombia: el IBB de la Bolsa de Bogotá, el IBOMED de la Bolsa de Medellín, y el IGBC de Bolsa de Valores de Colombia. Con la utilización del modelo STAR-GARCH, se identifican dos estados o regímenes extremos. En el primero, los rendimientos fueron bajos, en términos absolutos y los procesos estacionarios. En el segundo, se observan grandes pérdidas o ganancias donde los efectos de choques fueron permanentes. Aunque la estacionalidad fue diferente para cada régimen, los resultados indican que en los tres índices existe un efecto del día de la semana en la media y un efecto de día de la semana en la varianza para los índices de Bogotá y Colombia. Los resultados contradicen la hipótesis de un mercado de acciones eficiente en información.

Kristjanpoller (2009) analiza el efecto del día de la semana en mercados de Latinoamérica durante el periodo 1993-2007. Se comprueba la existencia del efecto lunes en Argentina, Brasil, Chile y México, y el efecto fin de semana en Brasil, Chile, Colombia y Perú. Además, se observa que en Brasil existe una rentabilidad más baja que el promedio los jueves, al igual que en Colombia los martes. La volatilidad del lunes fue mayor en México, Chile y Argentina que es consistente con el efecto lunes en la rentabilidad. También se encontró evidencia de una mayor volatilidad los jueves en los mercados accionarios de Argentina, Brasil y Colombia.

Ramírez (2017) investiga el efecto del día de la semana en los retornos y las volatilidades de los índices bursátiles MERVAL (Argentina), BOVESPA (Colombia), IPSA (Chile) durante el periodo 1991-2012. Realiza un análisis intramensual siguiendo la metodología propuesta por Wang Et Al (1997). Para el análisis de volatilidad emplea el modelo GARCH y para el efecto del día de la semana utiliza la prueba no paramétrica de Kruskal Wallis. Los resultados indican que el efecto lunes está presente en los mercados de Argentina (significativo al 10%) y Chile (significativo al 1%). En el caso de Brasil, el retorno del lunes fue inferior en comparación con el resto de la semana, pero el coeficiente no resulto significativo. La prueba de igualdad confirma que el efecto lunes no es provocado por un grupo en particular y que la estadística de los retornos es diferente para cada mercado.

## 2.3.3 Discusión actual

Hay un número creciente de estudios que cuestionan la importancia económica, la persistencia e incluso la existencia misma de los efectos calendario. Por ejemplo, Maberly y Waggoner (2000), Rubinstein (2001), Schwert (2001), Steely (2001), Kohers et al. (2004) y Hui (2005) hallan que el efecto calendario se está debilitando especialmente en países desarrollados. Chukwuogor-Ndu (2006) investigan los rendimientos bursátiles de quince países europeos, pero solo encuentran evidencia significativa en siete mercados. Sullivan, Timmerman y White (2001), Basher y Sadorsky (2006) realizan diferentes pruebas de análisis y descubren que los mercados emergentes no muestran tal efecto.

En general, la literatura proporciona evidencia mixta sobre la solidez del efecto día la semana. El uso de procedimientos estadísticos más avanzados ha sembrado algunas dudas sobre la evidencia favorable de los estudios iniciales. Los avances en tecnología con mayor acceso a la información y mejor conocimiento de los mercados indican que toda posibilidad de arbitraje tendería a desaparecer. (Kristjanpoller & Muñoz, 2012)

Durante la última década, se ha demostrado que la rentabilidad positiva del lunes fue mayor sobre todo para las grandes empresas. Estas diferencias parecen estar relacionadas con el tamaño de estos efectos y el orden asimétrico de los parámetros. Como veremos en el próximo capitulo, las causas que suceden a estos fenómenos son múltiples y variadas, pero estos argumentos insinúan inferencias frágiles en la distribución del tipo de cambio, si no se contabiliza adecuadamente el agrupamiento de no normalidad y la especificación generalizada de los errores.

# 3. Posibles causas del Efecto Día de la Semana

Esta sección resume algunos estudios previos de varias causas que pueden impulsar el efecto del día de la semana. Como veremos a continuación, las causas que suceden a estos fenómenos son múltiples y todavía sigue siendo un tema muy debatido.

La clasificación sigue el orden teórico propuesto por Pettengil (2003) en su revisión de la literatura sobre el efecto lunes y algunas observaciones adicionales.

## 3.6.1. Errores estadísticos

### 

La explicación más referencial de los cambios en el efecto lunes surge de la aplicación incorrecta de técnicas estadísticas. Se han aplicado dos líneas de razonamiento a este argumento general. La primera considera que los efectos calendario, y otras estacionalidades diarias, surgen de la minería de datos. La minería de datos evalúa los valores de las hipótesis en el contexto de todas las reglas de calendario posibles, no solo las más exitosas. La estrategia de calendario óptima se elige en función de dos criterios: el rendimiento medio más alto y el *Sharpe* ratio más alto. Por ejemplo, Sullivan, Timmermann y White (2001) aplican el llamado procedimiento de verificación de realidad de White. Prueban si una regla de calendario comercial es superior a un modelo de referencia después de corregir los efectos en la extracción de datos. Los resultados indican que el efecto lunes es significativo durante el periodo en estudio, no así el de verificación de realidad. Esta conclusión, sin embargo, se centra en el conjunto de datos más extraído e ignora la basta evidencia internacional.

La segunda refiere al uso de pruebas estadísticas que asumen normalidad en la distribución de los rendimientos a pesar de la evidencia, que la distribución de rendimientos en acciones no es normal. Gibbons y Hess (1981) argumentan que las pruebas que exhiben autocorrelación y heterocedasticidad generan una distorsión en el tamaño de la muestra y, en consecuencia, en la medición de los errores. Chen, Lee y Wang (2002), sin embargo, encuentran que los ajustes por heterocedasticidad reducen el efecto de los días de semana.

Connolly (1989) fue uno de los primeros en centrarse en la solidez estadística del efecto de día de la semana frente a procedimientos alternativos de estimación y prueba. Realizo un estudio con datos del índice S&P 500 y valores del CRSP ponderados por igual valor entre 1963-1983. La estadística *F* indica que los rendimientos de los lunes son negativos en los cuatro primeros periodos, pero no después de 1975. Con el aumento del tamaño de la muestra, la prueba F tiende a rechazar la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes a menos que el nivel de significancia se ajuste a la baja. Este es el primer estudio en el que se enfatiza que el estadístico F no es una medida confiable para la inferencia.

Najand y Yung (1994) analizan que el análisis GARCH no es consistente para rechazar la hipótesis nula que el rendimiento promedio es igual entre los días de la semana. Por el contrario, Wingender y Groff (1989) encuentran un efecto de día laborable aplicando el criterio de dominancia estocástica. Los hallazgos indican que el efecto del día de la semana no es el resultado de supuestos sobre normalidad en la distribución del subyacente. Además, encuentran que este efecto es más fuerte cuando el modelo de la variable ficticia estándar se ajusta por especificación incorrecta.

## 3.6.2 Interacción con otros fenómenos del mercado

Esta segunda sección investiga si el efecto del día de la semana varía con las condiciones del mercado, además de otros efectos y patrones estacionales. Lakonishok y Levi (1982) propusieron una explicación parcial del fenómeno asociada a las transacciones de mercado. Sugieren que las personas están dispuestas a realizar mayores operaciones de compra los días viernes debido a las demoras que hay en la liquidación y compensación de cheques. Este efecto respalda el argumento de Ritter, de que normalmente la reinversión no se realiza el mismo día. Dyl y Martin (1985) realizan estudios similares y, prueban que los procedimientos de equidad no causan variación alguna entre los días de la semana.

Otros estudios centran su atención en la composición temporal de los rendimientos investigados. Rogalski (1984) diferencia el periodo de operación del periodo de no operación. Descubre que casi todos los retornos negativos en promedio se producen durante el periodo de no negociación, es decir, desde el cierre del viernes a la apertura del lunes. Además, encuentra que el rendimiento promedio del día de negociación es idéntico para todos los días de la semana.

Wang, Li y Erickson (1997) observa que los rendimientos esperados de las acciones varían con el día de la semana. Los hallazgos muestran que el efecto lunes ocurre principalmente en las últimas dos semanas (cuarta y quinta) del mes. Además, el rendimiento medio del lunes durante las tres primeras semanas no es significativamente diferente de cero. El efecto mensual reportado por Ariel (1987) y Lakonishok y Smidt (1988) no explica este fenómeno por completo.

Sun y Tong (2002) descubren que las rentabilidades negativas del lunes se concentran en los días 18 a 26 de un mes y que este efecto puede explicarse en parte, por los rendimientos negativos del viernes anterior. Más importante aún, observan que las rentabilidades negativas se concentran en la cuarta semana del mes. Estos resultados son consistentes con hallazgos de Abraham y Ikenberry (1994) que relacionan el efecto lunes con la venta de liquidez por parte de inversores individuales. Los inversores compran y venden acciones cerca del final del mes por razones de liquidez.

## 3.6.3 El importancia de la microestructura del mercado

En esta sección se examinan los estudios que explican el efecto negativo del lunes como el resultado de acuerdos de mercado que inducen a precios inferiores, pero estadísticamente significativos, entre semana. Al revisar la evidencia de los Mercados de Capitales, Fama (1991) descubre que el rendimiento medio del lunes difiere de otros días de negociación debido al diferencial típico de oferta y demanda, y sugiere que estas estacionalidades se puedan explicar en términos de la microestructura del mercado. Los mercados no están libres de fricciones y la duración del período de liquidación se considera un factor determinante para estos casos. (Pattengil, 2003)

Gibbons y Hess (1981) investigan los procedimientos de liquidación para explicar el efecto del día de la semana. Dado que la liquidación se produce varios días después de la transacción, los precios incluyen teóricamente un pago sin riesgo durante el período de liquidación. Este período expresa el número real de días durante los cuales el pago sin riesgo se vería afectado por la ocurrencia de un fin de semana. Sin embargo, ellos identifican que el efecto de día de la semana sucede incluso en períodos de liquidación de cinco días y que, por tanto, no puede ser atribuible tal efecto. Hindmarch, Jentsch y Drew (1983) también estudian el efecto de los procedimientos de liquidación, pero la prueba de los retornos no permite rechazar la hipótesis de que los rendimientos son iguales entre los días de la semana.

Clare, Ibrahim y Thomas (1998) asocian la desaparición del efecto lunes con los factores institucionales, en un estudio de la bolsa de valores de Kuala Lumpur. Encuentran que el efecto lunes está presente durante el período de enero de 1983 a diciembre de 1989, pero no durante el período de febrero de 1990 a julio de 1993, que coincide con los procedimientos de liquidación. Keef y McGuinness (2001) llegan a conclusiones similares en un estudio sobre rendimientos del mercado en Nueva Zelanda. Board y Sutcliffe (1988) hallan evidencia que respalda a los procedimientos de liquidación como moderadores del efecto negativo lunes.

## 3.6.4 Efectos asimétricos en los flujos de información

En un mercado eficiente, los precios de las acciones son una respuesta racional a los flujos de información disponible. Si los flujos de información importantes para el mercado muestran un patrón del día de la semana, también se podría anticipar un patrón en los retornos. Dyl y Maberly (1988) infieren que los cambios de precio desfavorables se concentran los lunes. Sin embargo, no intentan aislar los anuncios que causan los cambios grandes de precio.

Otros investigadores han examinado la posibilidad de un patrón del día de la semana tanto a nivel micro como macro. Los investigadores a nivel micro han encontrado patrones en los anuncios de dividendos y ganancias, mientras que en el nivel macro, se han investigado cuestiones tales como los anuncios sobre la política monetaria.

Existe una fuerte tendencia, de que las corporaciones tienden a retrasar la publicación de anuncios negativos hasta el fin de semana para evitar las interrupciones del mercado. Pero los intentos de vincular dichos ajustes con el efecto del día de la semana han sido parcialmente exitosos. Damodaran (1989) encuentra que los anuncios de dividendos y ganancias explican sólo una pequeña proporción del efecto observado. Schatzberg y Datta (1992) en un estudio de anuncios de dividendos argumentan que estos anuncios en realidad aumentan las devoluciones del lunes.

Peterson (1990) investiga que el efecto de anuncio de ganancias no causa el efecto del día de la semana, comparando los rendimientos de acciones con un índice de ganancias. Los resultados indican que las empresas informantes no muestran diferencias en los patrones de días de la semana con respecto a las empresas informantes. Pettengill y Buster (1994) encuentran una tendencia positiva en los anuncios de fin de semana durante el periodo en estudio. Además, descubren que el efecto negativo del lunes se asocia con un gran porcentaje de valores de rendimientos del mercado que experimentan un pequeño efecto negativo. Por tanto, cualquier efecto de anuncio es asociado como una influencia de la macro. Athanassakos y Robinson (1994) encuentran que los anuncios de dividendos no explican el efecto negativos del lunes en la Bolsa de Valores de Toronto, pero sugieren que los anuncios macro del fin de semana pueden impulsar los rendimientos negativos.

Nannucci Sanhueza y Reyes López (1997) hallan que las personas reaccionan de forma exagerada ante noticias económicas relevantes y que dicho efecto, afecta el nivel de precio de en acciones provocando que se desvíen de sus valores reales. Chang y Pinegar (1998) encuentran que los anuncios macroeconómicos tienen una influencia mayor en el efecto del día de la semana que en los anuncios específicos de la empresa.

Steeley (2001) descubre que el impacto en el rendimiento promedio de los lunes es mayor cuando los datos se segmentan según el rendimiento del mercado, sean positivos o negativos. En un estudio sobre el Reino Unido, registra que la información de todo el mercado fluctúa en mayor medida los martes, miércoles y jueves, y muy raramente los lunes y viernes. Esto hace que el lunes sea particularmente atractivo para la venta porque permite un período de consideración más largo después del jueves.

## 3.6.5 Efectos conductuales y cambios en los patrones de negociación

En esta sección se examina los factores que pueden afectar el flujo de órdenes y consecuentemente la rentabilidad diaria. Primero analizamos argumentos relativos a los patrones de los días de la semana y luego examinamos evidencia empírica relativa a estos argumentos.

Algunos investigadores relacionan el efecto lunes con las decisiones comerciales de inversores individuales durante los fines de semana. Si los inversores son determinantes en este asunto, una explicación del comportamiento es que están influenciados por los cambios de humor y las recomendaciones de inversión. Kelly (1930) presentó un argumento similar hace muchos años: es más probable que las decisiones de venta requieran un tiempo de procesamiento. Este tiempo de procesamiento de la información es decisivo para las decisiones de cartera. La evaluación de necesidades de liquidez durante el fin de semana puede resultar en una acción de venta el lunes.

Kavanagh y Bower (1985) identifican que la mayoría de las noticias positivas ocurren próximas al fin de semana. Los inversores muestran un comportamiento de inversión afirmativo y esperanzador que se traduce en un rendimiento positivo el viernes. Por otra parte, la mayor parte de las noticias negativas suceden al comienzo de la semana cuando los inversores tratan de vender sus inversiones, lo que se traduce en una rentabilidad negativa el lunes.

Jacobs y Levy (1988) analizan que los vendedores en corto buscan cubrir sus posiciones antes del fin de semana impulsados por razones psicológicas. Las acciones de compra los viernes genera un aumento en de precios que se traduce en un efecto a la baja en el mercado los lunes. Rystrom y Benson (1989) también atribuyen la actividad de venta en el bienestar psicológico. Estudian el efecto de inversión conocido como "lunes azul". Este enfoque considera que los inversores más optimistas realizan sus operaciones el viernes debido a los dos días próximos de fin de semana. Por el contrario, el lunes es el punto más bajo de su estado de ánimo que se atribuye una rentabilidad negativa. Además, descubren que estos cambios de humor pueden generar valoraciones erróneas. Por ejemplo, los analistas fundamentales pueden ver una acción menos favorable el lunes mientras que los analistas técnicos pueden observar patrones bajistas en los gráficos con mayor frecuencia. Por lo tanto, si una proporción significativa de los inversores es menos optimista el lunes pueden vender sus posiciones generando una baja en el precio. A la inversa, los inversores optimistas compran y hacen subir los precios el viernes.

Foster y Viswanathan (1990) sugieren que los inversores individuales evitan comprar los lunes porque temen la pérdida potencial del comercio. Es decir, la liquidez discrecional de los inversores informados que accionan en función de la información desfavorable recibida durante el fin de semana. Fields (1931) identifica el comportamiento comercial como la posible causa de las devoluciones negativas el lunes.

Otros estudios prueban el impacto de los inversores individuales que usan varios poderes del mercado. Por ejemplo, Lakonishok y Maberly (1990) realizan una investigación en la que utilizan el intercambio de lotes impares como proxy para explicar el comportamiento individual comercial. Ellos encuentran que los intercambios ocurren principalmente los lunes debido a que los inversores individuales venden la oferta actual.

Brooks y Kim (1997) examinan el comportamiento de los inversores que utilizan el comercio intradiario, y agrupan las operaciones según el tamaño de la operación. Encuentran que las operaciones de menor tamaño tienen una representación significativamente mayor el lunes en relación con otros días de la semana. También, documentan que los inversores institucionales retiran la liquidez el lunes agudizando el efecto de venta de particulares.

Para Brockman y Michayluk (1998) son los inversores institucionales más que los inversores individuales, los que impulsan el efecto negativo del lunes. Observan que los inversores basan sus pedidos del lunes en relación con los rendimientos del viernes anterior. Además, argumentan que los rendimientos de las acciones individuales más que los cambios en los precios del índice afectan las transacciones de los individuos. Por ejemplo, si las acciones de un inversor aumentan (disminuyen) de valor mientras que un índice de mercado disminuye (aumenta) es más probable que el inversor interprete esto como una señal de retención (venta).

Chen y Singal (2003) proporciona evidencia estadística que vincula la desaparición del efecto lunes con el auge de los inversores institucionales. Estudian el rendimiento promedio del lunes y la diferencia promedio entre el retorno del lunes y los retornos diarios promedio durante el período 1981 a 1998. Encuentran que a lo largo del período de la muestra las carteras que contienen valores con baja propiedad institucional tienen un promedio más bajo. Sugieren que el crecimiento de la propiedad institucional puede eliminar el efecto lunes ya que los inversores institucionales arbitran de forma activa el patrón estacional creado por inversores individuales. Además, hallan evidencia de que la migración de vendedores en corto puede reducir el efecto del fin de semana. Sias y Starks (1995) llegan a una conclusión opuesta, y sugieren que los niveles de tenencia institucional muestran un efecto más fuerte los lunes. Por inferencia, el efecto de fin de semana parecería asociarse con la venta o la falta de compra por parte de los inversores institucionales.

Brooks y Kim (1997) razonan que los precios de las acciones dependen de la liquidez disponible. Si los inversores institucionales retiran la liquidez del mercado el lunes, el impacto de venta de los inversores individuales será más fuerte para esos valores.

Varios otros estudios proponen que los inversores individuales son los que impulsan la rentabilidad negativa del lunes. Walker (2000) sugiere que los inversores individuales provocan un patrón de días laborables en el mercado taiwanés y que los inversores institucionales provocan un patrón de día de la semana en el mercado japonés, y que ambos tipos de inversores provocan un patrón de días laborables en Hong Kong. Brockman y Michayluk (1998) analiza las instituciones que negocian carteras e investigan que este comportamiento crea una correlación positiva entre los rendimientos del lunes y el viernes. Por otro parte, argumentan que los inversores individuales venden valores individuales en lugar de carteras.

Blau, B. Van Ness y R. Van Ness (2009) revisan la hipótesis de Chen y Singal (2003) y contrariamente a los hallazgos previos, descubren que los vendedores especulativos en corto esperan hasta la mitad de la semana para realizar sus operaciones, debido a la demora en incorporar la información de precios del lunes.

Kindleberger y Aliber (2012) examinan que los inversores se comportan irracionalmente optimistas en booms e irracionalmente pesimistas en crisis. Shiller (2003) considera que esto lleva a una espiral alcista y que, por tanto, deben analizarse los factores demográficos, institucionales, tecnológicos y psicológicos para comprender el origen de estas anomalías.

## 3.6.6 La naturaleza condicional del efecto lunes

Las investigaciones sugieren que la naturaleza condicional del efecto lunes varía con las condiciones del mercado. La evidencia muestra que la devolución del lunes en los mercados, no se distribuye uniformemente desde el cierre del viernes hasta el cierre del lunes.

Smirlock y Starks (1986) encuentran que la distribución de los rendimientos negativos durante el período de negociación no es estable. Examinan los retornos del lunes para el índice DJIA durante el periodo 1963-1983. Se observa que el periodo de no operación (entre el cierre del viernes y la apertura del lunes) esta sobreestimado por rendimientos negativos durante el horario comercial el lunes. Chow, Hsiao y Solt (1997) presentan evidencia de que este cambio pueden ser temporal, ya que puede tratarse de una estrategia comercial diseñada para beneficiarse del horario comercial el lunes.

Algunos investigadores sostienen que los rendimientos del lunes están influenciados por las devoluciones de días de negociaciones anteriores. Keim y Stambaugh (1984) encuentran una correlación positiva entre los rendimientos del lunes y el viernes para 30 valores de grandes empresas. Bessembinder y Hertzel (1993) hallan una autocorrelación positiva entre los rendimientos del lunes y las devoluciones del último día de negociación de la semana anterior. Abraham e Ikenberry (1994) muestran que la correlación de los retornos de lunes a viernes es particularmente fuerte cuando los rendimientos del viernes son negativos. Fishe, Gosnell y Lasser (1993) afirman que el efecto negativo del lunes desaparece cuando los retornos del viernes anterior son positivos.

El efecto lunes también está influenciado por el efecto mensual del día de la semana. Pettengill y Jordan (1988) documentan que las devoluciones son significativamente más altas en la primera mitad del mes, pero que el efecto del día de la semana persiste durante todas las semanas del mes. La diferencia en los retornos a lo largo del mes es especialmente fuerte para los lunes, pero también son significativos los jueves y viernes. Para las empresas pequeñas, el rendimiento promedio del lunes es positivo durante la primera mitad del mes. Liano y Lindley (1995) y Wang, Li y Erickson (1997) también encuentran el efecto negativo del lunes se debe principalmente a los bajos rendimientos durante la última mitad del mes, y dependiendo del índice y el período en estudio, la diferencia entre las devoluciones del viernes y el lunes puede no ser significativa en la primera mitad del mes. Liano y Lindley (1995) sugieren que la variación en el diferencial del lunes a viernes puede ser consistente con la variación de un efecto de micro anuncio. Sin embargo, también presentan evidencia de que este diferencial varía con el tamaño de la empresa.

La rentabilidad del lunes también difiere con el nivel de rentabilidad a lo largo del tiempo. Liano y Gup (1989) encuentran que el rendimiento negativo del lunes es más pronunciado durante los períodos de crisis económica que durante los períodos de expansión económica. Por el contrario, Liano, Huang y Gup (1993) demuestran que estas fluctuaciones son invariantes en relación con los ciclos económicos.

# 4. Metodología y Datos

## 4.1 Formulación de las Hipótesis

Como se mencionó al comienzo de este trabajo, el objetivo de esta tesis es examinar la robustez del efecto día de la semana en los mercados de divisas de Latinoamérica durante el periodo comprendido entre 1995 y 2019. ~~Planteamos la hipótesis que la varianza y los retornos del tipo de cambio se distribuyen de forma anormal y que la no especificación del modelo econométrico introduce sesgos en las pruebas de hipótesis tradicionales.~~

El criterio de comparar los rendimientos esperados puede no ser concluyente, porque siempre puede haber factores de riesgo omitidos que expliquen las diferencias de los rendimientos medios. Por este motivo, para examinar la robustez del efecto día de la semana usaremos el concepto de dominancia estocástica de Cho et al. (2007). Este enfoque sigue el paradigma de utilidad esperada y tiene una jerarquía de dominio. Primero definimos brevemente los criterios de dominancia estocástica que pretendemos validar estadísticamente a lo largo de la tesis.

El criterio de dominancia estocástica de primer orden implica la preferencia de un escenario aleatorio por sobre otro independientemente de la función de utilidad creciente.

**Definición 1**: El estocástico de primer orden domina sí y solo si:

(1)

(2)

El criterio de dominancia estocástica de segundo orden se aplica a individuos no saciables y aversos al riesgo.

**Definición 2:** El estocástico de segundo orden domina si y solo si:

(1)

(2)

El criterio de dominancia de tercer orden se define de la misma manera. Cualquier ordenamiento derivado de los resultados de una función de utilidad específica y no gozará de aceptación general.

El supuesto estándar en teoría financiera, indica que los retornos de las acciones se distribuyen de forma idéntica para todos los días de la semana, sin embargo, el mercado de valores no opera durante sábados y domingos. Este descanso permite a los inversores considerar una rentabilidad distinta, es decir, algún día de la semana es diferente de otros días en el mercado bursátil. Tener en cuenta estas rupturas estructurales y dinámicas no lineales es crucial para determinar la inferencia de un efecto día de la semana.

En base a lo explicado, hemos formulado diferentes hipótesis nulas para los retornos individuales, en el contexto de volatilidad implícita de cada moneda:

1. : existe un día que es dominado estocásticamente por los otros días de la semana.
2. : existe un día que domina estocásticamente los otros día de la semana.
3. : existe un día que domina al menos uno de los otros días de la semana.

## 4.2 El Mercado de Divisas

El Mercado de Divisas es un mercado extrabursátil (OTC) en el que se negocian e intercambian divisas de diferentes partes del mundo. Los principales agentes suelen ser los bancos, empresas, instituciones, corredores de bolsas y plataformas de comercio, que están siempre disponibles para comprar o vender de forma inmediata y continua, un determinado volumen a un precio público. Cada una de las divisas que se negocian tienen una tasa de conversión llamada tipo de cambio. Los pares están relacionados por corredores que facilitan a los titulares de cuentas la ejecución de los cambios. Lo que se pretende con la variación de una moneda a otra es conservar la operación hasta que se produzca un aumento de valor, para volver a cambiar y así obtener un beneficio.

Forex, conocido también como FX o trading de divisas, es el mercado de divisas más grande del mundo en términos de volumen y comercio diario. Es un mercado que se caracteriza por la descentralización de sus operaciones diarias y posee una gran liquidez. Este mercado también desarrolla un papel muy importante para la inversión de cartera, el crecimiento económico y la estabilidad financiera de un país.

Aunque a menudo se considera un mercado de 24 horas, en la literatura se suele informar un precio de cierre. Dependiendo de la moneda se utiliza el precio de cierre del mercado más importante en una de las tres regiones principales: América del Norte, Asia y Europa. (Chkir, Chourou, Rahman y Saadi, 2014) Las transacciones se distribuyen en cuatro importantes centros financieros con diferentes zonas horarias: Londres, Nueva York, Sydney y Tokio. En este trabajo, nos referiremos al precio de cierre del dólar estadounidense informado a las 5 PM. EST del viernes en el mercado de divisas de Nueva York.

## 4.3 Datos y Pruebas estadísticas preliminares

Los datos consisten en observaciones de cierre diario para seis tipos de cambio expresados en dólares estadounidense: el peso argentino (ARS), el real brasileño (BRL), el peso chileno (CLP), el peso colombiano (COP), el peso mexicano (MXN) y el sol peruano (PEN). Los datos se obtuvieron de Investing.com y comprenden observaciones diarias entre 01 de enero de 1995 y 31 de diciembre de 2019.

Los retornos diarios () se calcularon como:

denota el tipo de cambio en dólares estadounidenses por unidad de moneda extranjera para un momento *t*.

Las tablas 1 y 2 informan estadísticas descriptivas preliminares de los retornos por día de la semana. La prueba de Jarque-Bera confirma que todos los retornos de tipos de cambio presentan asimetría y curtosis; esto significa que las distribuciones tienen colas más gruesas que las de distribución normal. Después de llevar a cabo las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada, todas las series temporales de retorno aparecen estacionarias en primeras diferencias lo que permite la correcta implementación de los métodos de regresión y modelos autorregresivos en particular. (Ver en anexo estadísticas descriptivas de los retornos para cada divisa y prueba de ADF).

**Tabla 1:** Estadísticas descriptivas de los retornos por día de la semana

# 

# 

Fuente: Elaboración propia del autor.

## 4..4 Pruebas de Igualdad Media

Realizamos algunas pruebas comunes para validar las observaciones iniciales. Primero, probamos la constancia de diferencia antes de comparar la media en diferentes días. La elección de la prueba de comparación de la media depende de si la varianza es homogénea. ANOVA es la forma estadística principal de probar si los rendimientos son iguales en todos los días de la semana. La idea subyacente es que, si el retorno del tipo de cambio tiene la misma media, entonces la variabilidad entre las medias de la muestra debe ser la misma que la variabilidad entre los retornos de los días de la semana.

Sin embargo, debido a que esta prueba asume homogeneidad en la varianza no siempre es aplicable. Por tanto, se realizarán, además, las pruebas de Levene, Brown-Forsythe y Kruskal Wallis.

Para probar la homogeneidad de las varianzas usamos la prueba de Brown-Forsythe debido a su robustez para el alejamiento de la normalidad, supuesto que es fuertemente rechazado en nuestros datos. Los resultados de las pruebas muestran diferencias estadísticas para el período de varios días incluso cuando se tienen en cuenta las variaciones desiguales.

Las estadísticas de prueba realizadas en la tabla 3 proporcionan una fuerte evidencia de la presencia de heterocedasticidad firme, rechazando la hipótesis nula de varianzas iguales.

Como hemos demostrado que la varianza no es constante en el tiempo y las series no son normales, usamos la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis para examinar el efecto del día de la semana en los mercados investigados. A diferencia del ANOVA unidireccional análogo, la prueba de Kruskal-Wallis se basa en rangos y prueba subgrupos para la misma distribución. Los resultados presentados en la Tabla 2, rechazan la hipótesis nula de que la media es constante para todas las series.

Para probar si la volatilidad varia significativamente entre los días de la semana, se emplea la prueba de Levene. Esta prueba se basa en un ANOVA de la diferencia absoluta de la media y comprueba si hay varianzas iguales entre los grupos.

**Métodos de regresión Lineal**

Aunque las tablas 1 y 2 sugieren que hay un efecto del día de la semana en la media este resultado podría ser espurio. La prueba de constancia de la media en el tiempo se examina mejor en un contexto de regresión, explica la dependencia secuencial (autocorrelación), el agrupamiento de volatilidad (heterocedasticidad) y las distribuciones de probabilidad (continuas y discretas). Un método muy simple para examinar el grado de estacionalidad presente en la serie de tiempo es la inclusión de variables ficticias en la regresión. A través del método MCO, las devoluciones se retroceden en cinco variables diarias incluyendo un término constante. Cada variable toma el valor de 1 en el respectivo día de negociación de la semana y 0 de lo contrario. El intercepto representa la rentabilidad media del lunes, mientras que las demás variables ficticias, representan las desviaciones medias de la rentabilidad en un día determinado, desde la rentabilidad media del lunes. Dado que la autocorrelación está presente en las devoluciones, los términos autorregresivos (AR) se incluyen en el lado derecho hasta que la autocorrelación de los residuos estandarizados de las regresiones se reduce hasta el retraso 20. Este modelo se denomina MCO AR.

Los coeficientes ficticios representan los rendimientos promedio para cada día de la semana. Por lo tanto, son iguales a los rendimientos medios obtenidos en las estadísticas descriptivas.

Rt = βo + β1 D1 + β2 D2 + β3 D3 + β4 D4 + β2 D5 + ε t

Donde

Rt es el retorno diario del activo

Dt es una variable *dummy* que toma el valor 1 si el retorno corresponde al día *t*, como lunes martes miércoles jueves o viernes, y 0 en cualquier otro caso

βt representa el retorno promedio para cada día de la semana

ε t es el termino de error

Para probar más formalmente si hay efectos diarios en los mercados, no basta con una comparación individual de la diferencia de los coeficientes respecto de cero. La prueba de la presencia del efecto del día de la semana requiere además probar, de que el coeficiente que trata de capturar los rendimientos los diferentes días sea significativo, lo cual puede ser una condición débil, que el resto de los coeficientes sean nulos, esto último puede constituir una condición fuerte. Por esta razón, se realizan las pruebas de Wald a las estimaciones que no presentaron efectos ARCH.

La prueba de igualdad está diseñada para evaluar la importancia de las restricciones del coeficiente. Según la hipótesis eficiente del mercado, los rendimientos no deben diferir de forma significativa entre semana. Debido a que las cuatro variables ficticias que representan de martes a viernes explican las desviaciones de las devoluciones del lunes, si todas ellas no difieren significativamente de cero, es la misma rentabilidad media diaria de la semana. En consecuencia, se confirma la hipótesis nula de que las desviaciones medias del lunes son conjuntamente iguales a cero. Dado que la restricción es lineal, la estadística F proporciona valores correctos.

A partir de las pruebas de Wald efectuadas a los modelos, se corrobora la "condición fuerte" del efecto día de la semana para todos los mercados. Debido a que los efectos diarios durante todo el período de la muestra pueden ser causados por efectos excesivos de un subperíodo determinado, la prueba de punto de interrupción de Quandt-Andrews se lleva a cabo en cada regresión. El enfoque Quandt-Andrews permite tener en cuenta uno o más puntos de ruptura estructurales desconocidos en la muestra, y también sirve para verificar los presuntos procesos de generación de datos para cada serie. La hipótesis nula es que no hay rotura estructural de todas las variables simultáneamente. Como prueba general para la inestabilidad de parámetros, es útil observar la constancia de varianza. La prueba también tiene buena asintótica, poder local contra todas las alternativas, para los parámetros que no son constantes. La estadística *F* rechaza la hipótesis nula de que el retorno medio es constante el lunes (valor *p* < 0,01).

**Modelado del efecto del día de la semana sobre la volatilidad**

La volatilidad no es constante con el tiempo. No parece haber una explicación plausible para los cambios en la volatilidad, sin embargo, hay una pequeña parte que se puede explicar. Es común que las devoluciones grandes (de cualquier signo) estén seguidas de grandes retornos (de cualquier signo) y viceversa. Este fenómeno se llama agrupación en clústeres de volatilidad y es posible que ocurra debido al hecho de que la información también llega en un corto período de tiempo (Mandelbrot, 1963). La alta volatilidad produce más dispersión en los rendimientos que la baja volatilidad, por lo que los rendimientos son más repartidos si la volatilidad es mayor. Un clúster de alta volatilidad contendrá varios grandes rendimientos positivos, así como rendimientos negativos, en el caso opuesto, habrá pocos o ninguno en un clúster de baja volatilidad (Taylor, 2005).

La estimación de la volatilidad es sin duda uno de los temas más importantes en las finanzas. La volatilidad de los activos financieros es una característica clave para medir el riesgo subyacente a muchas inversiones-decisiones en la práctica financiera (Gaunersdorfer y Hommes, 2007).

Una primera aproximación para el pronóstico de los retornos a través del análisis univariado de la serie de tiempo son los procesos de media móvil integrada regresiva automática (ARIMA). El modelo (ARIMA) es un método que predice el valor actual de una variable en función de dos factores: una combinación de valores rezagados de la misma variable y una combinación de un término constante más una media móvil de términos de error anteriores.

Existen numerosas pruebas para probar la homogeneidad de los supuestos de varianza. Uno de los estadísticos más conocidos para probar la autocorrelación residual y la homogenidad, es el estadístico de Ljung-Box (LB). Se define como:

Imagen que contiene Texto

Descripción generada automáticamente

Donde  es el coeficiente de autocorrelación de los residuos estimados. T es el número de valores de la serie y *r* es el número de parámetros estimados.

El estadístico LB no es significativo para todas las series, lo que significa que no hay ninguna correlación de linealidad en la varianza condicional. La prueba de Nyblom se utiliza para verificar la constancia de los parámetros.

Finalmente, para corroborar la inferencia de la no linealidad integral, usamos la prueba de Brock, Dechert y Scheinkman (BDS). Proporciona una prueba combinada de dependencia de la estructura residual basada en el tiempo de la serie. Aunque la prueba no indica qué modelo elegir para el proceso de generación de devoluciones, proporcionan el primer paso para encontrar el mejor modelo que se adapte a los datos. Si la fuente de no linealidad resulta ser la varianza, es razonable utilizar un modelo de heteroscedasticidad condicional autoregresiva generalizada (ARCH). [[1]](#footnote-1)

Para realizar una evaluación más exhaustiva se eligió la función de distribución normal, la función de distribución *t-student*, y la distribución de errores generalizada (GED) como distribuciones posibles para los términos de error. Si los modelos de ar se especifican correctamente, no debería haber más autocorrelación en los términos de error.

La volatilidad se definió a través de la media condicional y las ecuaciones de varianza condicional. El modelo GARCH-M se utiliza para estimar la media condicional, mientras que para la ecuación de la varianza condicional se usa el modelo simétrico GARCH y dos modelos asimétricos EGARCH y TGARCH.

**El Modelo GARCH**

El modelo GARCH fue introducido por Bollerslev (1986) y Taylor (1986), permiten que la varianza condicional dependa de retrasos anteriores. El número de retrasos incluidos en el modelo determina cuántos errores cuadráticos rezagados hay de los que depende la varianza condicional. A diferencia del modelo MCO, permite que el término constante varíe para cada día de la semana.

La popularidad de estos modelos se basa en su capacidad para realizar predicciones certeras sobre la volatilidad (Andersen y Bollerslev, 1998). Sin embargo, el planteo original presentaba ciertas limitaciones: en primer lugar, la incapacidad para capturar efectos de apalancamiento que presentan algunos mercados o activos, y las representaciones de asimetrías de volatilidad, que también fue observado por Hansen y Lunde. Soluciones para estos problemas fueron propuestas, entre otros, a través de los modelos E–GARCH y GJR–GARCH.

Con el fin de probar una especificación GARCH lineal relativa a alternativas no lineales, usamos la prueba conjunta desarrollada por Engle y Ng (1993) para asimetrías de volatilidad. Esta modelo sirve para determinar si se requiere un modelo asimétrico para una serie dada, o si el modelo GARCH simétrico puede considerarse adecuado. Las pruebas se aplican a los residuos del modelo GARCH estándar con una constante en la ecuación media. Examinan el poder predictivo de las variables observadas en el pasado que no forman parte del modelo GARCH. Si estas variables pueden predecir el residuo normalizado al cuadrado, el modelo de varianza se especifica erróneamente.

La prueba de sesgo de signo detecta si los choques de retorno positivos y negativos de la misma magnitud producen la misma cantidad de volatilidad. Para ello, se define una variable ficticia indicadora que toma el valor de 1 si es afirmativo y 0 de lo contrario. La prueba de sesgo de tamaño negativo examina si los choques de retorno negativos de diferente magnitud (tamaño, como grande y pequeño) tienen un impacto diferente en la volatilidad. La prueba de sesgo de tamaño positivo se centra en los diferentes efectos que los choques de retorno, positivos, grandes y pequeños, tienen en la volatilidad. La variable ficticia selecciona las observaciones con innovaciones positivas y se utiliza como variable de pendiente, de la misma manera que en la prueba anterior. Por último, Engle y Ng propusieron una prueba conjunta para el sesgo de signo y tamaño basado en la regresión: donde la hipótesis nula que utiliza el modelo de volatilidad es correcta cuando se mantiene las relaciones de estos tres coeficientes.

**Modelos EGARCH y TGARCH**

El hecho de que la volatilidad no es directamente observable tiene varias implicancias importantes en su estudio y modelización. Por lo tanto, para modelar las variaciones de series de tiempo financieras y acercarse un poco más a la realidad, se han desarrollado modelos, tanto de volatilidad condicional como de volatilidad estocástica. (Cortes García y Cangrejo Esquivel, 2018) Para analizar este efecto se utilizan dos extensiones GARCH asimétricas: umbral (TGARCH) y exponencial (EGARCH).

Zakoïan (1994) y Glosten, Jaganathan y Runkle introdujeron el umbral TGARCH de forma independiente. El modelo se caracteriza por tener efectos de apalancamiento y perturbaciones que siguen una distribución de densidad asimétrica. Es decir, explica la tendencia a que las malas noticias tengan un mayor impacto en la volatilidad en comparación con las buenas noticias.

Por el contrario, el método GARCH exponencial o EGARCH fue propuesto por primera vez por Nelson (1991). Este método permite que la volatilidad condicional tenga relación asimétrica con datos pasados. Estadísticamente, este efecto ocurre cuando hay una caída inesperada en el precio del activo debido a malas noticias. La volatilidad aumenta más que un aumento inesperado en el precio debido a buenas noticias de similar magnitud. Este modelo expresa la varianza condicional de una variable dada como una función no lineal de sus propios valores pasados ​​de innovaciones estandarizadas que pueden reaccionar asimétricamente ante buenas y malas noticias (Drimbetas, Sariannidis y Porfiris, 2007). Más importante aún, se garantiza que las previsiones de la varianza sean positivas incluso si los parámetros son negativos.

**Previsiones de volatilidad**

En la investigación cuantitativa, los conceptos comunes de criterios de calidad son fiabilidad y validez. La fiabilidad y la validez se utilizan para evaluar la medida y la precisión de un concepto. Además, fiabilidad y validez están arraigados en la tradición de investigación positivista, por lo tanto, estos conceptos serán apropiados para este estudio

# Resultados

En comparación con el resto de los días de la semana, el lunes presenta el mayor retorno, varianza, sesgo y curtosis. Observamos también, que el rendimiento más bajo es el jueves y la variación más baja, el viernes. La variación del lunes se puede explicar por una mayor volatilidad el día siguiente al fin de semana del intercambio. La curtosis y la asimetría siendo diferente de tres y cero respectivamente, sugieren rechazar la hipótesis nula de que la serie de los retornos se distribuye normalmente.

# Conclusiones Finales

# Referencias Bibliográficas

1. Abraham & Ikenberry (1994). The individual Investor and the Weekend Effect. Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol. 29, Issue 2 (June), 263-277.
2. Agathree, U. S. (2008). Day of the Week Effects: Evidence from the Stock Exchange of Mauritius (SEM), International Research. Journal of Finance and Economics, 2008, 17, 7–14.
3. Aggarwal, R., & Rivoli, P. (1989). Seasonal and day‐of‐the‐week effects in four emerging stock markets. Financial review, 24(4), 541-550.
4. Agrawal, A., & Tandon, K. (1994). Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. Journal of international Money and Finance, 13(1), 83-106.
5. Alagidede, P., & Panagiotidis, T. (2006) Calendar Anomalies in an Emerging African Market: Evidence from the Ghana Stock Exchange. Discussion Paper Series 2006\_13, Economics Department, Loughborough University.
6. Alexakis, P. & Xanthakis, M. (1995). Day of the Week Effect on the Greek Stock Market. Applied Financial Economics, 5, 43-50.
7. Apolinario, R., Santana, O., Sales, L. & Caro, A. (2006) Day of the week effect on European stock markets. International Research Journal of Finance and Economics. (2): 53-70.
8. Arsad, Z., & Andrew Coutts, J. (1997). Security price anomalies in the London International Stock Exchange: a 60-year perspective. Applied Financial Economics, 7(5), 455-464.
9. Athanassakos, G., & Robinson, M. (1994) La anomalía del día de la semana: La experiencia de la Bolsa de Toronto. Diario de Finanzas y Contabilidad Empresariales. 21: 833-856.
10. Baillie R.T. y R.P. DeGennaro (1990). Stock Returns and Volatility. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 25, 203-214.
11. Baker, H. K., Rahman, A., & Saadi, S. (2008). The day-of-the-week effect and conditional volatility: Sensitivity of error distributional assumptions. Review of Financial Economics, 17(4), 280-295.
12. Ball, C. A., Torous, W. N., & Tschoegl, A. E. (1982). Gold and the" weekend effect". The Journal of Futures Markets (pre-1986), 2(2), 175.
13. Berument, H. & Kyimaz, H. (2001) The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility. Journal of Economics and Finance. 25(2): 181-193.
14. Bessembinder, H., & Hertzel, M. (1993). Return Autocorrelation around Nontrading Days. Review of Financial Studies (Spring 1993), 155-189
15. Blau, B. M., Van Ness, B. F., & Van Ness, R. A. (2009). Short selling and the weekend effect for NYSE securities. Financial Management, 38(3), 603-630.
16. Board, J. L., & Sutcliffe, C. M. (1988). The weekend effect in UK stock market returns. Journal of Business Finance & Accounting, 15(2), 199-213.
17. Branch, B., & Echevarria, D. (1991). The Impact of Bid-Ask Prices on Market Anomalies. Financial Review (May 1991), 249-268.
18. Brockman, P. & Michayluk, D. (1998). Individual Versus Institutional Investors and the Weekend Effect, Journal of Economics and Finance (Spring 1998), 71-85.
19. Brooks, C., & Persand, G. (2001). Seasonality in Southeast Asian stock markets: some new evidence on day-of-the-week effects. Applied Economics Letters, 8(3), 155-158.
20. Brooks, R., & Kim, H. (1997). The Individual Investor and the Weekend Effect: A Reexamination with Intraday Data. Quarterly Review of Economics and Finance (Fall 1997), 725-737.
21. Brusa, J., P. Liu, and C. Schulman (2000). The Weekend Effect, ‘Reverse’ Weekend Effect, and Firm Size. Journal of Business Finance and Accounting (June/July 2000), 555-574.
22. Campbell, J. Y., & L. Hentschel. (1992). No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns. Journal of Financial Economics, 31: 281-318.
23. Cepeda, A. M., & Daza, J. (2013). El efecto “Day of the week” en el mercado de capitales colombiano 2001-2013. Concurso arquitectos del mercado de capitales.
24. Chang, E., Pinegar, J. y Ravichandran, R. (1993) Evidencia internacional sobre la robustez del efecto del día de la semana. Revista de Análisis Financiero y Cuantitativo. 497-513.
25. Chen, C., C. Lee, A. Wang. (2002). A note on stock market seasonality: the impact of stock price volatility on the application of dummy variable regression model, Quarterly Review of Economics and Finance, 42 (1), 155-162.
26. Chen, H., y Singal, V. (2003) Papel de ventas cortas especulativas en la formación de precios: caso del efecto fin de semana. Diario de Finanzas, 58(2): 685-705.
27. Chia, R., Liew, V., & Wafa, S. (2008) Day-of-the-week Effects in Selected East Asian Stock Markets. Unpublished MPRA (Munich Personal RePEc Archive) paper.
28. Cho, Y. H., Linton, O., & Whang, Y. J. (2007). Are there Monday effects in stock returns: A stochastic dominance approach. Journal of Empirical Finance, 14(5), 736-755.
29. Choudhry, T. (2000). Day of the week effect in emerging Asian stock markets: evidence from the GARCH model. Applied Financial Economics, 10(3), 235-242.
30. Chow, E., P. Hsiao, & Solt, M. (1997). Trading Returns for the Weekend Effect Using Intraday Data. Journal of Business Finance and Accounting (April 1997), 425-444.
31. Chukwuogor-Ndu, C. (2006) Análisis de rendimientos bursátiles, efecto día de la semana, Volatilidad de los rendimientos: Evidencia de los mercados financieros europeos 1997-2004. Revista Internacional de Investigación de Finanzas y Economía. (1): 112-124.
32. Clare, A., Ibrahim, M. & Thomas, S. (1998) The Impact of Settlement on Day-of-the-Week Effects: Evidence from the Kuala Lumpur Stock Exchange. Journal of Business Finance and Accounting. 401-418.
33. Cochrane, D., & Orcutt, G. H. (1949). Application of least squares regression to relationships containing auto-correlated error terms. Journal of the American statistical association, 44(245), 32-61.
34. Cohers, T., & Cohers, G. (1995). The Impact of Firm Size Differences on the Day of the Week Effect: A Comparison of Major Stock Exchanges. Applied Financial Economics, 1995, 5, 151-60.
35. Condoyanni, L., J. O’Hanlon, & C. Ward (1987). Day of the Week Effects on Stock Returns: International Evidence. Journal of Business Finance and Accounting, 159-174.
36. Connolly, R. (1989). An Examination of the Robustness of the Weekend Effect. Journal of Financial and Quantitative Analysis 24, 133-170.
37. Corhay, A., & A. T. Rad. (1994). Statistical Properties of Daily Returns: Evidence from European Stock Markets. Journal of Business Finance and Accounting 21: 271-282.
38. Cross, F. (1973). The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. Financial Analysts Journal Nov-Dec., 67-69.
39. Draper, P., y Paudyal, K. (2002) Explicando las devoluciones del lunes. Revista de Investigación Financiera. 25(4): 507-520.
40. Dubois, M., & Louvet, P. (1996). The day-of-the-week effect: The international evidence. Journal of Banking & Finance, 20(9), 1463-1484.
41. Dyl, E., S. Martin, Jr. (1985). Weekend effects on stock returns: a comment, Journal of Finance, 40 (1), 347-349.
42. Espinosa Méndez, C. E. (2007). "Efecto Fin de Semana" y "Fin de Mes" en el Mercado Bursátil. Panorama Socioeconómico, (34), 8-17.
43. Fama, E. F. (1965). Random Walks in Stock Market Prices. Financial Analysts Journal, 21 (5) Sept-Oct.
44. Fama, E. F. (1976). Inflation uncertainty and expected returns on treasury bills. Journal of Political Economy, 84(3), 427-448.
45. Fields, M. (1931). Stock Prices: A Problem in Verification. Journal of Business, 415-418.
46. Fishe, R., T. Gosnell, & Lasser, D. (1993). Good News, Bad News, Volume and the Monday Effect. Journal of Business Finance and Accounting (November 1993), 881-892.
47. Flannery, M. J., & Protopapadakis, A. A. (1988). From T‐bills to common stocks: Investigating the generality of intra‐week return seasonality. The journal of finance, 43(2), 431-450.
48. Foster, F. D., & Viswanathan, S. (1990). A theory of the interday variations in volume, variance, and trading costs in securities markets. The Review of Financial Studies, 3(4), 593-624.
49. Franses, P. & Paap, R. (2000) Modelling Day-of-the-Week Seasonality in the S&P 500 Index. Applied Financial Economics. 10: 483-488.
50. French, K. (1980). Stock returns and the weekend effect. Journal of Financial Economics, 8, 55-69. <http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(80)90021-5>
51. French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. Journal of financial Economics, 19(1), 3-29.
52. Gay, G. D., & Kim, T. H. (1987). An investigation into seasonality in the futures market. The Journal of Futures Markets (1986-1998), 7(2), 169.
53. Gibbons, M., & P. Hess (1981). Day of the Week Effects and Asset Returns. Journal of Business, October, 579-596.
54. Glosten, L., Jaganathan, R. and Runkle, D. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks. Journal of Finance. 48: 1779–1801.
55. Hourcade, G. (2002). Efecto Día Feriado. Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
56. Hui, T. K. (2005). Day-of-the-week effects in US and Asia-Pacific stock markets during the Asian financial crisis: a non-parametric approach. Omega, 2005, vol. 33, issue 3, 277-282.
57. Islam, M. M., & Gomes J. L. (1999). The day-of –the-week effects in less-developed countries markets: The case of Bangladesh. International Advances in Economic Research, 5(3), 397.
58. Jacobs, B. y Levy, K. (1988) Anomalías del calendario: Devoluciones anormales en los puntos de inflexión del calendario. Diario de analistas financieros. 28-39
59. Jaffe, J., & Westerfield, R. (1985). The week‐end effect in common stock returns: The international evidence. The journal of finance, 40(2), 433-454.
60. Jaffe, J., R. Westerfield, and C. Ma (1989). A Twist on the Monday Effect in Stock Prices: Evidence from the U.S. and Foreign Stock Markets. Journal of Banking and Finance (September 1989), 641- 650.
61. Kamara, A. (1997). New evidence on the Monday seasonal in stock returns. Journal of Business, 63-84.
62. Kavanagh, D.J. & Bower, G.H. (1985). Mood and self-efficacy: Impact of joy and sadness on Perceived Capabilities, Cognitive Therapy and Research, 9 (5), 507-525.
63. Keef, S., & McGuinness, P. (2001) Changes in Settlement Regime and the Modulation of Day-of the-Week Effects in Stock Returns. Applied Financial Economics (August 2001), 361-371.
64. Keim, D., & Stambaugh, R. (1984). A further investigation of the weekend effect in stock returns. The Journal of Finance, 1, 819-837. <http://dx.doi.org/10.2307/2327945>
65. Kelly, F. (1930). Why You Win or Lose: The Psychology of Speculation. Boston: Houghton Mifflin.
66. Kenourgios, D., Samitas, A. & Papathanasiou, S. (2005) The Day of the Week Effect Patterns on Stock Market Return and Volatility: Evidence for the Athens Stock Exchange. Finance 0512028, EconWPA.
67. Kindleberger, C. P. & Aliber, R. Z. (2005) Manias, Panics and Crashes: A History of Financial Crises, 5th ed., Basingstoke: Palgrave Macmillan.
68. Kiymaz, H. & Berument, H. (2003) The day of the week effect on stock market volatility and volume: International evidence. Review of Financial Economics. 12: 363–80.
69. Kohers, G., Kohers, N., Pandey, V. & Kohers, T., (2004). The disappearing day-of-theweek effect in the world’s largest equity markets. Applied Economics Letters 11 (3), 167–171
70. Kok, K.L. & Wong, Y.C. (2004) Seasonal Anomalies of Stocks in ASEAN Equity Markets. Sunway College Journal. 1: 1-11.
71. Kristjanpoller, W. (2009). Análisis del efecto día de la semana en los mercados accionarios latinoamericanos. Lecturas de Economía, 71, 189-208
72. Kristjanpoller, W., y Muñoz, R. (2012). Análisis del Efecto Día de Semana en los principales mercados accionarios latinoamericanos: una aproximación mediante el criterio de Dominancia Estocástica'. Estudios de Economía, Vol. 39, Nº 1, 5-26.
73. Labov, V. K. (2009). Day-of-the-week effect in various stock markets: does it still exist? Erasmus University Rotterdam, School of Economics. Master Specialisation Financial Economics.
74. Lakonishok, J. & Levi, M. (1982) Efectos de fin de semana sobre devoluciones de acciones: Una nota. Diario de Finanzas. 37(3): 883-889.
75. Lakonishok, J., & Smidt, S. (1988). Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. The review of financial studies, 1(4), 403-425.
76. Liano, K., G. Huang, & Gup, B. (1989). The Day-of-the-Week Effect in Stock Returns Over Business Cycles. Financial Analysts Journal (July/August 1989), 74-77.
77. Liano, K., G. Huang, & Gup, B. (1993). A Twist on the Monday Effect in Stock Returns: A Note. Journal of Economics and Business (February 1993), 61-67
78. Liano, K., G. Huang, & Lindley, J. (1995). An Analysis of the Weekend Effect within the Monthly Effect. Review of Quantitative Finance and Accounting (December 1995), 419-426.
79. Lucey, B. (2000) Anomalous Daily Seasonality in Ireland? Applied Economics Letters. 7(10): 637-640.
80. Lyroudi, K., Subeniotis, D., & Komisopoulos, G. (2002). Market anomalies in the ASE: The day of the week effect. In EFMA 2002, February, London Meetings.
81. Maberly, E. D., & Waggoner, D. F. (2000). Closing the question on the continuation of turn-of-the-month effects: evidence from the S&P 500 Index futures contract. FRB Atlanta Working Paper 2000-11, Federal Reserve Bank of Atlanta.
82. Malkiel, B. G., & Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. The journal of Finance, 25(2), 383-417.
83. McFarland, J., R. Pettit, & S. Sung (1982). The Distribution of Foreign Exchange Prices Changes: Trading Day Effects and Risks Measurement. Journal of Finance, June, 693-715.
84. Mehdian, S., & Perry, M. (2001). The Reversal of the Monday Effect: New Evidence from US Equity Markets. Journal of Business Finance and Accounting 28, 1043-1065.
85. Najand, M., & Yung, K. (1994). Conditional Heteroskedasticity and the Weekend Effect in S&P 500 Index Futures. Journal of Business Finance and Accounting (June 1994), 603-612
86. Nannucci Sanhueza, C., & Reyes López, R. (1997). Hipótesis de sobrerreación de mercado (Doctoral dissertation, Universidad Andrés Bello).
87. Nath, G. & Dalvi, M. (2004). Day of the Week Effect and Market Efficiency - Evidence from Indian Equity Market Using High Frequency Data of National Stock Exchange. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1092765>.
88. Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. Econometrica, 59: 347-370.
89. Patev, P., Lyroudi, K. & Kanaryan, N. K. (2006) The Day of the Week Effect in the Central European Transition Stock Markets. Tsenov Academy of Economics, Finance and Credit Working Paper No. 03-06, available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=434501.
90. Patev, P., Lyroudi, K., & Kanaryan, N. K. (2003). The day of the week effect in the central European transition stock markets. Tsenov Academy of Economics Finance and Credit Working Paper, 03-06.
91. Pettengill, G. (2003) Una encuesta de la literatura de efectos del lunes. Revista Trimestral de Negocios y Economía, 72.
92. Pettengill, G., & B. Jordan (1988). A Comprehensive Examination of Volume Effects and Seasonality in Daily Security Returns. Journal of Financial Research (Spring 1988), 57-70.
93. Pettengill, G., & Buster, D. (1994) Variations in Return Signs: Announcements and the Weekday Anomaly. Quarterly Journal of Business and Economics (Summer 1994), 81-91.
94. Rahman, M. L. (2009). Stock market anomaly: Day of the week effect in Dhaka stock exchange. International Journal of Business and Management, 4(5), 193-206.
95. Ramírez, F. (2017). Efecto del día de la semana en Argentina, Brasil y Chile. Tesis de Maestría en Finanzas. Universidad de San Andrés. Escuela de Administración y Negocios.
96. Rivera Palacio, D. M. (2009). Modelación del Efecto del Día de la Semana para los Índices Accionarios de Colombia mediante un Modelo STAR GARCH. Revista de Economía del Rosario, vol. 12, Nº. 1, enero-junio, 1-24. Universidad del Rosario Bogotá, Colombia.
97. Roberts, H. (1967). Statistical versus clinical prediction of the stock market. Documento no publicado, citado por Brealey y Myers, 1993.
98. Rogalski, R. (1984). New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns Over Trading and Non-Trading Periods: A Note. Journal of Finance (December 1984), 1603-1614.
99. Rojas, E., & Kristjanpoller, W. (2014). Anomalías de calendario en los mercados accionarios latinoamericanos: una revisión mediante el procedimiento de Bonferroni. Lecturas de Economía, (81), 91-113.
100. Rubinstein, M. (2001). Rational markets: yes or no? The affirmative case. Financial Analysts Journal, 57(3), 15-29.
101. Rystrom, R., & Benson, E. (1989). Investor Psychology and the Day-of-the-Week Effect. Financial Analysts Journal (September/October 1989), 75-78.
102. Sakalauskas, V., & Krikščiūnienė, D. (2007). The impact of daily trade volume on the day-of-the-week effect in emerging stock markets. Information technology and control, 36(1).
103. Salvi, M. (2016) Efecto fin de semana en el mercado bursátil: análisis para el Merval entre 1992-2015. Trabajo final, Maestría en Economía Aplicada, Universidad Torcuato Di Tella.
104. Saunders, A., & Urich, T. (1984). Seasonality in the federal funds market: The weekend game and other effects. Unpublished manuscript, New York University, Graduate School of Business.
105. Schwert, T. (2001). Day of the Week Effect in Emerging Asian Stock Markets: Evidence from the GARCH Model. Applied Financial Economics, Vol. 10, Nº 3, 235-242.
106. Shiller, R. J. (2003). From efficient markets theory to behavioral finance. Journal of economic perspectives, 17(1), 83-104.
107. Smirlock, M., & L. Starks (1986). Day of the Week and Intraday Effects in Stock Returns. Journal of Financial Economics, September 1986, 197- 210.
108. Smith, T. (2001). Un Análisis de la Eficiencia del Mercado y del Weekend Effect. Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
109. Steely, J.M. (2001). A note of information seasonality and the disappearance of the weekend effect in the UK stock market, Journal of Banking and Finance, 25, 1941-1956.
110. Sullivan, R., Timmermann, A. y White, H. (2001) Peligros de la minería de datos: El caso de los efectos del calendario en las devoluciones de existencias. Revista de Econometría. 105(1): 249-286.
111. Sun & Tong (2002). Another New Look at the Monday Effect. Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 29, No. 7 & 8 (Sept./Oct.), 1123-1147.
112. Tang, G. Y., & Kwok, K. H. (1997). Day of the week effect in international portfolio diversification: January vs non-January. Japan and the World Economy, 9(3), 335-352.
113. Theobald, M., & Price, V. (1984). Seasonality estimation in thin markets. The journal of finance, 39(2), 377-392.
114. Theodossiou, P. & Lee, U. (1995). Relationship between Volatility and Expected Returns Across International Stock Markets. Journal of Business, Finance and Accounting, 22 (2), 289-300.
115. Wang, K., Y. Li, & Erickson, J. (1997). A new look at the Monday effect. Journal of Finance, 52, 2171-2186.
116. White, H., & Domowitz, I. (1984). Nonlinear regression with dependent observations. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 143-161.
117. Wingender, J., & Groff, J. (1989). On Stochastic Dominance Analysis of Day-of-the Week Return Patterns. Journal of Financial Research (Spring 1989), 51-55.
118. Wong, K. A., Hui, T. H., & Chan, C. Y. (1992). Day-of-the-week effects: evidence from developing stock markets. Applied Financial Economics, 2(1), 49-56.
119. Yalcin, Y. & Yycel, E. (2006) The Day-of-the-Week Effect on Stock-Market Volatility and Return: Evidence from Emerging Markets. Czech Journal of Economics and Finance, Charles University Prague. 56: 258-277.

# 

# Anexo

**Tabla 1:** Estadísticas descriptivas de los retornos para cada divisa



Fuente: Elaboración propia del autor.

**Tabla 2:** Resultados de la Prueba de Dickey-Fuller aumentada



Fuente: Elaboración propia del autor.

**Tabla 2 (Continuación):** Resultados de la Prueba de Dickey-Fuller en primeras diferencias



Fuente: Elaboración propia del autor.

1. Introducido por Engle (1982). [↑](#footnote-ref-1)