Universidad de San Andrés

Escuela de Administración y Negocios

Magister en Finanzas

Estacionalidad de los retornos en el mercado accionario alemán (2003-2018): Una explicación macroeconómica

Autor: Artusso, Pablo Andrés

DNI: 32.603.257

Director de Trabajo Final de Graduación: Warnes, Ignacio

Ciudad de Buenos Aires, 11 de septiembre de 2018

Estacionalidad de los retornos en el mercado accionario alemán (2003-2018): Una explicación macroeconómica

Pablo Andrés Artusso
Universidad de San Andrés

Argentina
2018

Resumen

Diversas hipótesis se han desarrollado sobre las causas del efecto enero y su rol en los retornos de las acciones de empresas de baja capitalización. El presente trabajo testea la existencia de dicho efecto en el mercado accionario alemán desde abril del año 2003 hasta marzo del 2018. Seguidamente, se propone un modelo multifactorial que explica la estacionalidad en los retornos en el índice SDAX a través de variables que captan el riesgo macroeconómico. Los resultados sugieren que el mencionado efecto se presenta en el mes de abril y no se encuentra limitado a las empresas de baja capitalización. La inflación, la estructura temporal de tasas y el precio del petróleo resultan significativos en la explicación de la estacionalidad de los retornos.

Abstract

Several hypotheses have been developed on the causes of the so called January effect and its role in small-cap firms' stock returns. This paper tests the existence of such effect in the German equity market from April 2003 to March 2018. Afterward, a multifactor model which explains the seasonality of the returns in the SDAX index, through variables that capture the macroeconomic risk, is proposed. The results suggest the so called effect is present in April and it is not limited to small-cap firms. Inflation, the term structure of interest rates and oil prices result significant in explaining the seasonality of returns.

ÍNDICE

1. Introducción.....3
2. Revisión de la literatura.....4
3. Hipótesis.....6
4. Metodología.....7
4.1. Datos y fuentes de información.....7
4.2. Existencia de un efecto estacional.....7
4.3. El modelo.....8
5. Resultados.....11
5.1 Retornos estacionales.....11
5.2 Factores macroeconómicos.....11
6. Conclusiones.....12
7. Referencias.....13
8. Anexo.....15

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

1. Introducción

Desde su descubrimiento entre las décadas de 1940 y 1950[1] el efecto enero ha sido una de las anomalías más relevantes de los mercados financieros. Las primeras observaciones dieron lugar a hipótesis que sustentan la existencia de estacionalidad en el precio de las acciones, generando un mayor retorno en el mes de enero que en cualquier otro mes del año.

El estudio de dicha anomalía es de vital importancia para los mercados de capitales por sus implicancias tanto teóricas como prácticas. El modelo de valuación de activos financieros CAPM y la hipótesis de mercados eficientes se contradicen con los resultados empíricamente observados y fallan en explicar los retornos anormales que surgen durante el mes de enero para las acciones de empresas de baja capitalización. Esta estacionalidad pone en tela de juicio la validez del modelo y los supuestos en los que se basa, dejando lugar a modelos alternativos que demuestren una mejor adecuación a la realidad. No obstante, las críticas al CAPM y, en particular el efecto enero, generan profundas consecuencias en la práctica para los inversores y administradores de carteras: de persistir en el tiempo, dicha anomalía provee de grandes oportunidades de arbitraje y puede ser utilizada como piedra angular en la creación de estrategias de *trading*.

El presente trabajo tiene un doble objetivo. Por un lado, pretende establecer la existencia del efecto enero en el mercado de *equity* alemán para el período abril 2003 – marzo 2018. Por otro, encontrar un modelo que permita explicar la estacionalidad observada en función de variables que capturen la incertidumbre macroeconómica.

Finalmente, el documento se encuentra estructurado de la siguiente forma. En primer lugar, se realiza una revisión de la literatura correspondiente, incluyendo trabajos aplicados a mercados europeos. Luego se explicitan las fuentes de información, el enfoque y la metodología. En tercer lugar, se presentan, por un lado, los resultados del modelo aplicado al índice general DAX y, por otro, al equivalente para las firmas de baja capitalización SDAX. En última instancia, se exponen las conclusiones.

[1] El efecto enero fue observado por el economista Sidney B. Wachtel y publicado en 1942 en su trabajo denominado *"Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices"*

2. Revisión de la literatura

El desarrollo teórico y la evidencia empírica sobre la eficiencia de los mercados surgieron principalmente a partir de la segunda mitad del siglo XX. La hipótesis de los mercados eficientes fue desarrollada por el profesor Eugene Fama en su tesis doctoral a principios de la década de 1960. Dicha hipótesis sostiene que los mercados son informacionalmente eficientes y que es imposible predecir el precio de los activos financieros en función de precios pasados. Consistente con este desarrollo, en su publicación en 1953, Maurice Kendall realiza un análisis de series económicas, en particular de precios de acciones y *commodities* del Reino Unido, donde encuentra que dichas series siguen un proceso de paseo aleatorio o *random walk*. En este sentido, los cambios en el precio de los activos tienen una misma distribución y son independientes entre sí, por lo que el precio futuro sólo depende de un error aleatorio e impredecible.[2]

Sin embargo, análisis posteriores han encontrado evidencia en contra de la hipótesis de los mercados eficientes. Uno de los más importantes trabajos sobre el efecto enero fue desarrollado por Rozeff y Kinney (1976) en respuesta a los resultados obtenidos por el modelo tradicional de valuación de activos financieros documentado por Sharpe en 1964 conocido como *Capital Asset Pricing Model* o CAPM. El estudio de Rozeff y Kinney presenta evidencia sobre la estacionalidad en los retornos de las acciones de firmas de baja capitalización en el *New York Stock Exchange* para el período 1904-1974.

En un trabajo más reciente, Gultekin y Gultekin (1983), los autores estudian empíricamente la distribución de los retornos de las acciones de los principales mercados de capitales, encontrando fuerte estacionalidad en el mes de enero para la mayoría de los países y en abril para el Reino Unido.

Ésta anomalía fue también documentada por Kleim (1983) en un estudio sobre la relación de los retornos anormales y el valor de mercado de acciones del NYSE y AMEX. Los resultados obtenidos infieren que la media de los retornos en enero es significativamente mayor que en el resto de los meses del año y que, particularmente, dichos retornos anormales suceden durante la primera semana del mes.

[2] En palabras del autor: *"The series looks like a 'wandering' one, almost as if once a week the Demon of Chance drew a random number from a symmetrical population of fixed dispersion and added it to the current price to determine next week's price".* Kendall (1953)

Diversas son las hipótesis que surgieron en un intento de explicar el efecto enero. Algunos autores sostienen la idea de que la anomalía es causada por la venta de activos con el objetivo de realizar pérdidas de capital y obtener un beneficio impositivo. Un trabajo relevante en ésta temática puede ser encontrado en Starks, Yong y Zheng (2006), donde los autores estudian la estacionalidad de los retornos de fondos de bonos municipales (principalmente en cartera de inversores individuales alcanzados por el impuesto). Los resultados indican la existencia de retornos anormales en enero para los fondos pero no para los activos subyacentes. Por ello, los autores infieren que la evidencia del efecto puede ser mayormente explicada por ventas excesivas realizadas antes del fin del año impositivo.

Otros, en cambio, sugieren la existencia del *window dressing* en tanto los inversores profesionales buscan eliminar de sus portafolios activos que tuvieron un mal rendimiento justo antes de un período de reporte importante. En Lakonishok, Shleifer, Thaler y Vishny (1991), los autores abordan esta línea de pensamiento y estudian la estrategia de inversión de 769 fondos de pensión de Estados Unidos en 1989. Los resultados sugieren que los administradores de dichos fondos tienden a sobre-vender acciones de pobre rendimiento pasado al finalizar cada trimestre, y que ello se acelera durante el último trimestre del año.

Finalmente, existen hipótesis informacionales como las de *price-pressure* y *risk-premium,* testeadas por ejemplo en Seyhun (1988). La primera sugiere que el efecto enero se debe a presiones sobre los precios de las acciones generados por cambios estacionales predecibles en la demanda. En este sentido, el dinero proveniente de pagos de bonos anuales o de las ganancias impositivas de la venta de activos a pérdida, generan una mayor disponibilidad de liquidez para invertir, y ello puede traducirse en una mayor demanda de activos en enero.

La segunda hipótesis afirma que el efecto enero se debe a una prima por riesgo que exigen los inversores frente a *traders* informados a fin de año. Al respecto, para empresas cuyo cierre fiscal se produce en Diciembre, este mes marca un momento de creciente incertidumbre y, por ello, deprime los precios de los activos en tanto los *traders* no informados se encuentran en el período de mayor desventaja frente a aquellos con información privada. Una vez resuelta dicha incertidumbre, sea por la publicación de cierta información contable o por la estrategia de los *traders* informados, los precios de los activos retornan a valores cercanos al equilibrio, lo que genera retornos anormales, principalmente durante el mes de Enero.

3. Hipótesis

En la literatura existen trabajos que proponen explicar los retornos de los activos como consecuencia de la incertidumbre macroeconómica. Un ejemplo de ello se encuentra en Kramer (1994), donde el autor propone un modelo multifactorial que captura la estacionalidad de los retornos durante el mes de enero y contrapone dicho resultado con las predicciones realizadas por el *Capital Asset Pricing Model* o CAPM. Similarmente, el estudio de Chen, Roll y Ross (1986) propone testear si la evolución de ciertas variables macroeconómicas presenta riesgos recompensados por los mercados de capitales.

Los resultados obtenidos sugieren que, por un lado paradójicamente y de forma contra intuitiva, los efectos estacionales sobre los retornos accionarios persisten aún hoy luego de más de tres décadas de estudio, y por otro, que el CAPM falla en explicar y predecir dichos efectos cuando se lo compara con modelos alternativos que admiten otros factores de riesgo distintos al mercado.

El primero de los resultados desafía la hipótesis de los mercados eficientes. La importancia radica en la persistencia temporal del efecto que se contrapone diametralmente con la predicción de la teoría, en tanto parecería ser que la fuerza del arbitraje y la racionalidad de los inversores no logran eliminar dicha anomalía. Un trabajo relevante proveniente de la teoría de *Behavioral Finance* que analiza este aspecto de los mercados es el de Shleifer y Vishny (1997). El segundo punto sugiere la necesidad de un nuevo modelo que pueda explicar y mejorar las predicciones sobre los retornos de los activos. En este sentido, las dos propuestas más conocidas en la literatura se encuentran relacionadas con el modelo multifactorial desarrollado por Fama y French (1996) y el *Arbitrage Pricing Theory* o APT de Ross (1976).

En el presente trabajo, la hipótesis que será testeada sigue una corriente de estudios que sugieren que la estacionalidad de los retornos puede ser explicada por la incertidumbre macroeconómica. Para lograr dicho objetivo, la hipótesis será dividida en dos partes. Por un lado, se pretende testear la existencia de estacionalidad en los retornos de las acciones *small-cap* del mercado de *equity* alemán. Por otro, testear si un modelo multifactorial que incluya ciertas variables que capten la evolución macroeconómica, puede explicar dicha estacionalidad en los retornos. El estudio se realizará sobre el índice general DAX y su contraparte para empresas de baja capitalización bursátil SDAX para el período abril 2003 – marzo 2018.

La relevancia del estudio sobre el mercado alemán se encuentra relacionada con su importancia a nivel mundial. A abril de 2018 la *Deutsche Borse* ubicada en Frankfurt se encontraba en el puesto número 9 en cuanto a *market capitalization*, la tercera más importante de Europa detrás del London Stock Exchange y Euronext. Sin embargo, pocos son los estudios que se encuentran en la literatura sobre la estacionalidad de los retornos de los activos en dicho mercado. Entre otros, se encuentran aquellos realizados por Agrawal y Kishore (1994) y Boudreaux (1995). Por ello, el presente trabajo tiene una importante tarea: aportar evidencia sobre dicha estacionalidad en uno de los mayores mercados globales, distinto a los tradicionalmente estudiados.

4. Metodología

4.1 Datos

Los datos de los índices DAX y SDAX fueron obtenidos del sitio de Yahoo! Finance para el período abril 2003 – marzo 2018. La selección quedará entonces conformada por 181 observaciones de serie de tiempo.

Respecto de las variables explicativas, los datos referentes a los bonos soberanos alemanes fueron obtenidos de Bloomberg, los registros de inflación y producción industrial, de la base de datos del Bundesbank, mientras que los precios del petróleo fueron obtenidos del Banco Mundial.

Universidad de San Andrés

4.2 Existencia de un efecto estacional y poder explicativo del modelo

En la literatura existen diversas formas de abordar el testeo de la existencia de estacionalidad. En general, se realiza un test de significatividad individual a dos colas dado que lo importante es determinar si el coeficiente de la variable explicativa es estadísticamente igual o distinto de cero. Dichos test toman la siguiente forma:

$$H_0: \beta_i = 0$$
$$H_a: \beta_i \neq 0$$

Para el presente trabajo se propone comprobarlo con un modelo donde la variable dependiente sea el retorno mensual del índice, explicada por doce variables *dummy* que sean igual a uno si la observación cae en el mes correspondiente y cero en caso contrario. Si algún coeficiente resulta numérica y estadísticamente significativo (dado por su valor-p), la muestra efectivamente presenta estacionalidad en los retornos durante el mes

representado por dicho coeficiente. Formalmente el modelo quedará especificado de la siguiente manera:

$$R_t = \sum_{i=1}^{i=12} \beta_t * mes_t$$

donde R_t representa los retornos logarítmicos de los índices y las variables mes_t cada uno de los meses del año.

De manera análoga, el análisis de la significatividad de las variables macroeconómicas propuestas se realiza mediante un test a dos colas donde la hipótesis nula indica que el coeficiente es igual a cero y, por lo tanto, que la variable asociada a dicho coeficiente no resulta significativa. Adicionalmente, para observar el poder explicativo del modelo en su conjunto, se realiza un test de bondad de ajuste ampliamente conocido como coeficiente de determinación o R^2.

4.3 El Modelo

Para pretender explicar la estacionalidad de los retornos de cualquier activo financiero, es necesario construir primero un modelo que describa los factores que determinan el precio de dicho activo. Según la teoría financiera tradicional, el precio de las acciones puede ser entendido como un descuento de flujos esperados:

$$p_a = \frac{E_{(d)}}{k}$$

Donde p_a es el precio del activo, $E_{(d)}$ es el flujo esperado de dividendos y k la tasa promedio de descuento. De la ecuación anterior surge entonces, que el retorno de los activos está dado por la siguiente expresión:

$$r_a = \frac{dp_a}{p} + \frac{d}{p}$$

donde dp_a/p representa la ganancia o pérdida de capital, mientras que d/p cuantifica los retornos obtenidos por el ingreso de dividendos. Si el modelo especificado es correcto, y los mercados financieros valúan las acciones siguiendo este esquema, sólo los factores sistemáticos que afecten a los flujos esperados o a la tasa de descuento pueden ser útiles

en la explicación de la estacionalidad de los retornos, y más aún, de los retornos en general.

El modelo propuesto es similar a aquellos provenientes de las metodologías utilizadas tanto en Kramer (1994), como en Chen, Roll y Ross (1986). Principalmente, el trabajo asume que los retornos pueden ser estimados por un modelo multifactorial con retornos esperados estacionales. Formalmente, supone que la incertidumbre macroeconómica es descripta por k factores estocásticos de la forma:

$$R_t = \alpha + \sum_{j=1}^{K} \beta_j * \lambda_{jt}$$

donde R_t representa los retornos logarítmicos de los índices, α la constante y λ_j los factores explicativos definidos a continuación:

I. Producción Industrial

La evolución de la producción industrial afecta directamente los flujos de fondos de las empresas y, a través de ellos, a los precios y retornos de los activos. Si se denomina PI_t al índice de producción industrial, entonces las tasas de crecimiento mensual y anual pueden ser definidas como:

$$dPIM_t = Ln\left(\frac{PI_t}{PI_{t-1}}\right) \;\; y \;\; dPIA_t = Ln(\frac{PI_t}{PI_{t-12}})$$

donde PI_t, PI_{t-1} y PI_{t-12} representan al índice de Producción Industrial alemán para el mes t, t-1 y t-12 respectivamente.

II. Inflación

Desde el lado de la demanda, siguiendo a Merton (1973) y Lucas (1978), los cambios no anticipados en los niveles de precios pueden ser considerados como una fuente de riesgo macroeconómico o sistemático siempre que se encuentren correlacionados con la utilidad marginal agregada. Asimismo, dichos cambios pueden tener efectos sobre los flujos de fondos reales de las empresas y, finalmente, sobre el precio y retorno de las acciones.

En el presente trabajo se estima la tasa de inflación como la variación mensual del índice de precios al consumidor:

$$dINF_t = \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1$$

donde I_t e I_{t-1} representan el valor del índice de precios al consumidor en el mes t y t-1 respectivamente.

III. Tasa Real de Interés

La tasa real de interés puede tener influencia sobre la tasa de descuento, afectando así al valor tiempo de los flujos de fondos y, a través de ellos, a los precios y retornos de las acciones. En el presente trabajo se define a la tasa real de interés como la diferencia entre la tasa interna de retorno de un bono soberano alemán a un año correspondiente al mes t y la inflación anual en el mismo período. Formalmente:

$$TRI_t = tirbs1y_t - I_t$$

donde $tirbs1y_t$ es la tasa interna de retorno del bono soberano a un año en el mes t.

Universidad de SanAndrés

IV. Estructura Temporal de Tasas de Interés

De forma similar a la tasa real de interés, la estructura temporal de tasas afecta los precios y los retornos de las acciones a través de la tasa de descuento. Cambios en la forma de la curva temporal de tasas capturan los efectos que tienen las variaciones de los *spreads* entre los distintos vencimientos, no capturados por los cambios de nivel medidos por la tasa real de interés. Se denomina a la variable como la diferencia entre las tasas internas de retorno de los bonos soberanos alemanes a 30 años y 1 año. Específicamente:

$$ETTI_t = tirbs30_t - tirbs1_t$$

donde $tirbs30_t$ es la tasa interna de retorno del bono soberano a 30 años en el mes t.

V. Petróleo

Finalmente, el petróleo se incluye en la lista de posibles factores explicativos por dos razones. En primer lugar, es indudable que el petróleo es uno de los *commodities* más importantes del mundo por el impacto que genera sobre la mayoría de las industrias. Cambios en su precio pueden iniciar o finalizar ciclos económicos e incluso incidir en un cambio de régimen. En segundo lugar, el precio del petróleo responde rápidamente a nueva información y, por ello, puede capturar efectos que series macroeconómicas con menor frecuencia de actualización pueden subestimar. De esta manera, el retorno sobre el precio del petróleo se define como:

$$RP_t = LN(\frac{pp_t}{pp_{t-1}})$$

Donde pp_t y pp_{t-1} representan el precio del barril de petróleo Brent para el mes t y t-1 respectivamente.

5. Resultados

5.1 Retornos estacionales

Gran parte de la literatura sugiere que el efecto enero (también conocido como efecto cambio de año) se debe al cambio del año fiscal. Dado que los inversores pueden realizar un crédito impositivo en función de las pérdidas de capital que obtuvieron durante el transcurso del año, dicha hipótesis sugiere que las ventas accionarias se disparan en diciembre y que los retornos anormales en enero surgen de la reinversión del dinero procedente. Sin embargo, algunos estudios realizados en mercados distintos al estadounidense, como el de Brown, Keim, Kleidon y Marsh (1982), encuentran evidencia en contra de la hipótesis impositiva. En el presente trabajo se encuentra, principalmente, fuerte estacionalidad positiva durante el mes de abril mientras que el año fiscal alemán inicia en enero y finaliza en diciembre (ver anexo 8.a). Adicionalmente, como se puede observar en el anexo 8.b, dicho efecto no se encuentra limitado a empresas de baja capitalización: el índice DAX también muestra estacionalidad en el mes de abril.

5.2 Factores macroeconómicos

Como se puede observar el anexo 8.c, los factores sistemáticos que resultan estadísticamente relevantes en la explicación de los retornos anormales en el índice SDAX son la inflación, la estructura temporal de tasas y los retornos del petróleo.

En primer lugar, se encuentra una relación económica y estadísticamente significativa negativa entre la inflación y el precio de las acciones. Desde la teoría, este efecto puede verse como una caída en las ganancias de las empresas en términos reales y, por ello, en el flujo de fondos futuros descontados.

En segundo lugar, el coeficiente positivo de la estructura temporal de tasas de interés, sugiere que un empinamiento de la curva aumenta el valor de las empresas. Una interpretación de este resultado sugiere que un aumento del spread entre las tasas de largo y corto plazo es evidencia de un menor riesgo de recesión en la economía.

Finalmente, los cambios en el precio del petróleo aparecen como el tercer factor significativo. En principio, no existe una razón teórica importante para creer que cambios en el precio del petróleo tenga un impacto sobre los retornos de las acciones en los mercados de capitales. En el modelo, su coeficiente resulta estadísticamente significativo con signo positivo, aunque de poca significatividad económica dada por su bajo valor.

En el caso del Índice DAX, para el mismo período analizado el modelo muestra una considerable menor significatividad estadística de las variables propuestas como explicativas de los retornos de las acciones. Esto puede implicar que las empresas de baja capitalización se encuentran, en promedio, más expuestas ante la incertidumbre macroeconómica que las grandes empresas que cotizan en el índice general.

Universidad de
SanAndrés

6. Conclusiones

Este trabajo ha analizado la estacionalidad en los retornos de las acciones en el mercado alemán entre 2003 y 2018, y ha propuesto una serie de variables macroeconómicas como factores explicativos de dicha estacionalidad. Los resultados indican que existe una significativa estacionalidad y mayores retornos durante el mes de abril, y que dicho efecto se observa tanto en las grandes empresas cotizantes en el Índice DAX como aquellas de baja capitalización representadas en el Índice SDAX. Para este último, la inflación, la estructura temporal de tasas de interés y el precio del petróleo han resultado estadísticamente significativos y con los signos esperados. No obstante, cuando se ha aplicado el mismo modelo al Índice general DAX, la mayoría de las variables no presentaron significatividad.

7. Referencias

- Agrawal, Anup, and Kishore Tandon. "Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries." *Journal of international Money and Finance* 13.1 (1994): 83-106.
- Athanassakos, George, and Jacques A. Schnabel. "Professional portfolio managers and the January effect: theory and evidence." *Review of Financial Economics* 4.1 (1994): 79-91.
- Boudreaux, Denis O. "The monthly effect in international stock markets: evidence and implications." *Journal of Financial and Strategic Decisions* 8.1 (1995): 15-20.
- Cadsby, Charles Bram. "The CAPM and the calendar: empirical anomalies and the risk-return relationship." Management science 38.11 (1992): 1543-1561.
- Chan, K. C. "Can Tax-Loss Selling Explain the January Seasonal in Stock Returns?." The Journal of Finance 41.5 (1986): 1115-1128.
- Chen, Nai-Fu, Richard Roll, and Stephen A. Ross. "Economic forces and the stock market." *Journal of business* (1986): 383-403.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "Common risk factors in the returns on stocks and bonds." Journal of financial economics 33.1 (1993): 3-56.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "Multifactor explanations of asset pricing anomalies." The Journal of Finance 51.1 (1996): 55-84.
- Fama, Eugene F. "Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance."Journal of financial economics 49.3 (1998): 283-306.
- Ferson, Wayne E., and Campbell R. Harvey. "The variation of economic risk premiums." Journal of Political Economy (1991): 385-415.
- Gultekin, Mustafa N., and N. Bulent Gultekin. "Stock market seasonality: international evidence." *Journal of Financial Economics* 12.4 (1983): 469-481.
- Haugen, Robert A., and Philippe Jorion. "The January effect: still there after all these years." Financial Analysts Journal (1996): 27-31.
- Haug, Mark, and Mark Hirschey. "The January Effect." Available at SSRN 831985 (2005).
- Jones, Charles P., Douglas K. Pearce, and Jack W. Wilson. "Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note." The Journal of Finance 42.2 (1987): 453-461.
- Jones, Steven L., Winson Lee, and Rudolf Apenbrink. "New evidence on the January effect before personal income taxes." The Journal of Finance 46.5 (1991): 1909-1924.
- Kato, Kiyoshi, and James S. Schallheim. *Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market*. Diss. Graduate School of Business, University of Utah, 1985.
- Kendall, Maurice George, and A. Bradford Hill. "The analysis of economic time-series-part i: Prices." *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)* 116.1 (1953): 11-34.
- Kleim, Donald B. "Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence." Journal of Financial Economics 12.1 (1983): 13-32.

- Kramer, Charles. "Macroeconomic seasonality and the January effect". The Journal of Finance (1994): 1883-1891.
- Lucas Jr, Robert E. "Asset prices in an exchange economy." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* (1978): 1429-1445.
- Malkiel, Burton G., and Eugene F. Fama. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work." *The journal of Finance* 25.2 (1970): 383-417.
- Merton, Robert C. "Option pricing when underlying stock returns are discontinuous." *Journal of financial economics* 3.1 (1976): 125-144.
- Mills, Terence C., and J. Andrew Coutts. "Calendar effects in the London Stock Exchange FT–SE indices." *The European Journal of Finance* 1.1 (1995): 79-93.
- Officer, Robert R. "Seasonality in Australian capital markets: Market efficiency and empirical issues." Journal of Financial Economics 2.1 (1975): 29-51.
- Reinganum, Marc R., and Alan C. Shapiro. "Taxes and stock return seasonality: evidence from the London Stock Exchange." Journal of Business (1987): 281-295.
- Richards, P. "U.K. and European share price behaviour: The evidence". Kogan Page, Nichols Publishing Company.
- Ritter, Jay R. "The buying and selling behavior of individual investors at the turn of the year." The Journal of Finance 43.3 (1988): 701-717.
- Ross, Stephen A. "The arbitrage theory of capital asset pricing." Journal of economic theory 13.3 (1976): 341-360.
- Rozeff, Michael S., and William R. Kinney Jr. "Capital market seasonality: The case of stock returns." Journal of Financial Economics 3.4 (1976): 379-402.
- Seyhun, Nejat. "The January effect and aggregate insider trading". The Journal of Finance (1988): 129-141.
- Shleifer, Andrei, and Robert W. Vishny. "The limits of arbitrage." The Journal of Finance 52.1 (1997): 35-55.
- Starks, Laura T., Li Yong, and Lu Zheng. "Tax-Loss Selling and the January Effect: Evidence from Municipal Bond Closed-End Funds." The Journal of Finance 61.6 (2006): 3049-3067.
- Thaler, Richard. "Anomalies: seasonal movements in security prices ii: weekend, holiday, turn of the month, and intraday effects." The Journal of Economic Perspectives 1.2 (1987): 169-177.
- Thaler, Richard H. "Amomalies: The january effect." The Journal of Economic Perspectives 1.1 (1987): 197-201.
- Tinic, Seha M., and Richard R. West. "Risk and return: January vs. the rest of the year." Journal of Financial Economics 13.4 (1984): 561-574.

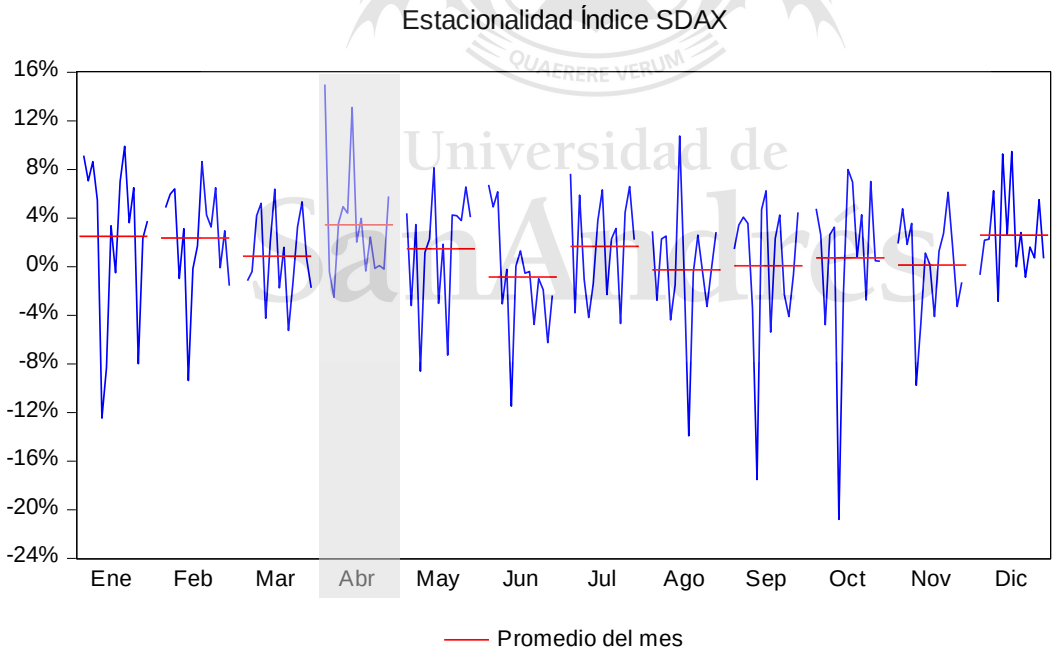
QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

8. Anexo

Anexo 8.a (Resultados SDAX)

Índice Small DAX (SDAX)			
Variable	**Coeficiente**	**t-Statistic**	**P-value**
ENE	0.0250	1.9007	0.0590
FEB	0.0236	1.7972	0.0741
MAR	0.0085	0.6481	0.5178
ABR (*)	**0.0344**	**2.6141**	**0.0098**
MAY	0.0147	1.1150	0.2664
JUN	- 0.0086	- 0.6513	0.5157
JUL	0.0166	1.2620	0.2087
AGO	- 0.0026	- 0.1956	0.8452
SEP	0.0007	0.0535	0.9574
OCT	0.0071	0.5426	0.5881
NOV	0.0012	0.0930	0.9260
DIC	0.0260	1.9754	0.1054

(*) Significativo al 5%

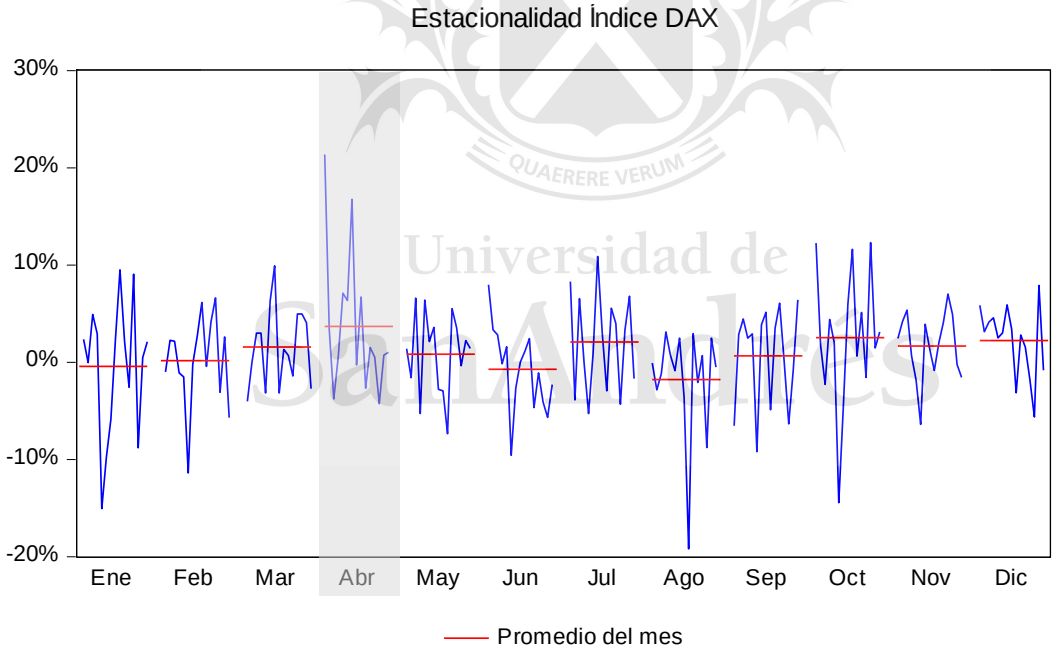


Universidad de San Andrés

Anexo 8.b (Resultados DAX)

	Índice DAX		
Variable	**Coeficiente**	**t-Statistic**	**P-value**
ENE	- 0.0042	- 0.3090	0.7577
FEB	0.0015	0.1094	0.9130
MAR	0.0158	1.1617	0.2470
ABR (*)	**0.0367**	**2.7073**	**0.0075**
MAY	0.0083	0.6135	0.5404
JUN	- 0.0073	- 0.5392	0.5904
JUL	0.0208	1.5365	0.1263
AGO	- 0.0179	- 1.3172	0.1896
SEP	0.0066	0.4888	0.6256
OCT	0.0252	1.8563	0.0652
NOV	0.0167	1.2297	0.2205
DIC	0.0223	1.6434	0.1022

(*) Significativo al 5%



QUAERERE VERUM
Universidad de San Andrés

Anexo 8.c (Modelo SDAX)

Variable Dependiente: SDAX
Método: MCO
Muestra (ajustada): 2003M04 2018M02
Observaciones incluidas: 179 luego de ajustes

Variable	Descripción	Coeficiente	Error Std.	t-Statistic	P-value
cons_	Constante	0.0177	0.0135	1.3142	0.1905
dINF(*)	Inflación Anual	- 1.6706	0.4874	- 3.4273	0.0008
dPIM	Índice de Produción Industrial	- 0.0823	0.0499	- 1.6487	0.1010
RP(*)	Petróleo Brent	0.1365	0.0423	3.2272	0.0015
TRI	Tasa Real de Interés	0.1349	0.2864	0.4710	0.6382
ETTI(**)	Estructura Temporal de Tasas	0.9369	0.4859	1.9284	0.0554

R-squared	0.1693	Mean dependent var	0.0124
Adjusted R-squared	0.1453	S.D. dependent var	0.0511
S.E. of regression	0.0472	Akaike info criterion	- 3.2355
Sum squared resid	0.3856	Schwarz criterion	- 3.1286
Log likelihood	295.5762	Hannan-Quinn criter.	- 3.1922
Durbin-Watson stat	1.7569		

(*) Significativo al 5%

(**) Significativo al 10%

Anexo 8.d (Modelo DAX)

Variable Dependiente: DAX
Método: MCO
Muestra (ajustada): 2003M04 2018M02
Observaciones incluidas: 179 luego de ajustes

Variable	Descripción	Coeficiente	Error Std.	t-Statistic	P-value
cons_	Constante	0.0062	0.0149	0.4193	0.6755
dINF	Inflación Anual	- 0.8001	0.5382	- 1.4867	0.1389
dPIM	Índice de Produción Industrial	- 0.0162	0.0551	- 0.2937	0.7693
RP(*)	Petróleo Brent	0.0945	0.0467	2.0237	0.0445
TRI	Tasa Real de Interés	0.2317	0.3163	0.7327	0.4647
ETTI	Estructura Temporal de Tasas	0.8224	0.5364	1.5331	0.1271

R-squared	0.0629	Mean dependent var	0.0106
Adjusted R-squared	0.0358	S.D. dependent var	0.0531
S.E. of regression	0.0521	Akaike info criterion	- 3.0374
Sum squared resid	0.4700	Schwarz criterion	- 2.9306
Log likelihood	277.8472	Hannan-Quinn criter.	- 2.9941
Durbin-Watson stat	1.8557		

(*) Significativo al 5%

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés