

ESTABILIDAD PARAMÉTRICA DEL MODELO DE VALORACIÓN DE ACTIVOS FAMA Y FRENCH (2015)

Evidencia empírica para los portafolios de industria *

Estudiante: JOSE Y. HOLGUÍN **

Director: JORGE M. URIBE ***

–Resumen. –I. Introducción. –II. Revisión de literatura. –III. Marco Teórico. –IV. Metodología. –V. Datos y variables. –VI. Resultados. –VII. Conclusiones. –VIII. –Bibliografía. –Anexos.

Resumen

Este estudio tiene como objetivo principal, analizar la estabilidad en el tiempo (agosto de 1963 – julio de 2016) de los coeficientes que acompañan a los 5 factores que explican el retorno medio para 5 portafolios que contienen todos los subsectores del sector industrial de EE.UU.; complementariamente, se propone evaluar si la significancia estadística y económica de los 5 factores que definen el modelo de Fama y French (2015), es sensible al cambio de régimen. Se realizan pruebas de estabilidad paramétrica y cambio estructural aplicando el estadístico de Bai y Perron (1998, 2003), que rechaza la hipótesis nula de cero quiebres estructurales. Adicionalmente, con la implementación de la metodología **Markov-switching**, se encuentra que los posibles regímenes son no absorbentes; y el índice de producción (IP) está parcialmente sincronizado con la probabilidad de transición, según el estadístico de concordancia de Harding y Pagan (2006).

Palabras claves: Valoración de activos, 5 factores Fama-French, portafolio de industria, Markov- Switching, consumo intertemporal, ciclos económicos.

Clasificación JEL: E32, G10, G12.

* Trabajo grado presentado como requisito para optar al título de pregrado en economía de la Universidad del Valle

** Estudiante del Departamento de economía de la universidad del valle, identificado con el código estudiantil 201227252. Dirección electrónica: jose.holguin@correounivalle.edu.co

*** Profesor del Departamento de economía de la universidad del valle. Integrante del grupo de Macroeconomía aplicada y economía financiera de esa misma universidad. Dirección electrónica: Jorge.uribe@correounivalle.edu.co

Agradecimientos

Agradezco a mis padres y hermana (Mirian Carmona, José A. Holguín y Diana M. Holguín), por su paciencia, apoyo incondicional e imprescindible colaboración. También agradezco especialmente a Bertha López, quien contribuyó fundamentalmente para iniciar y hacer posible la culminación de este proyecto.

Agradezco los valiosos aportes, la especial colaboración y la confianza depositada por el profesor Jorge M. Uribe, quien es director de este trabajo de grado.

I. INTRODUCCIÓN.¹

Un inversionista forma una cartera de activos financieros en función de su consumo intertemporal. Esto es, decide cuánto ahorrar y cuánto consumir en cada momento, y utiliza su inversión financiera para lograr adecuarse a ese patrón de consumo óptimo. El inversionista debe comprar más o menos determinado activo para satisfacer la relación entre su precio y su rendimiento, de acuerdo con la razón de las utilidades marginales de su consumo actual y futuro (Cochrane, 2005). Sobre esta base, la disciplina económica ha hecho importantes avances en cuanto al diseño de modelos útiles para determinar el valor de una cartera de activos financieros, que tengan un rendimiento empírico satisfactorio en la práctica (modelos tales como el Capital Asset Pricing Model, CAPM de Sharpe (1964) y Lintner (1965a); o el CAPM de consumo, CCAPM (Lucas1978; Breeden, 1979; Hansen y Singleton, 1982)). Las extensiones más populares según Rodríguez (1997), son los modelos con Formación de Hábitos Externos e Internos (Constantinides, 1990; Ferson y Constantinides, 1991; Campbell y Cochrane, 1999), los modelos con preferencias no estándar que relajan la separabilidad en el tiempo de la función de utilidad o entre estados (Epstein y Zin, 1989, 1991; Weil, 1989; Bansal y Yaron, 2004), los que permiten el ajuste lento del consumo a la información de rendimiento del activo (Parker y Julliard, 2005), los modelos que son una versión condicional del CAPM (Jagannathan y Wang, 1996; Lettau y Ludvigson, 2001), los modelos de riesgo ante contingencias (Berkman, Jacobsen, y Lee, 2011), y el conocido modelo de tres factores de Fama y French (1993), que posteriormente incorpora 2 factores adicionales (Fama y French, 2015). En esta última propuesta, se plantea el uso de factores, tales como el tamaño de la empresa (*size*) y la razón de precios en el mercado y precio en libros (*book-to-market*), para explicar los retornos de una cartera de activos financieros, y se entiende a tales factores como indicadores de la utilidad marginal del consumo subyacente, la cual es no observable.

¹ **Recomendación:** en la sección 1 del anexo se plantea un SmarArt que resume las características más relevantes de todo el trabajo; para generalizar la estructura, facilitar la comprensión y conformar elementos de juicio dentro del marco de la investigación.

Este trabajo pretende aportar evidencia empírica a la teoría de valoración de activos con base en el modelo de cinco factores de Fama y French (2015). La hipótesis a contrastar es la existencia de no linealidad en los parámetros asociados al modelo de valoración de activos de Fama y French (2015), producto de la influencia de regímenes económicos de distinta naturaleza, en la dinámica subyacente de las series que componen los 5 factores explicativos que se utilizan para caracterizar el retorno medio de 5 portafolios que contienen todos los subsectores del sector industrial de E.E.U.U. La idea general es que existen estados ocultos (no observables) en la economía, que cambian en el tiempo y afectan la valoración que los agentes hacen de su inversión; es decir, la relación entre las variables que miden la utilidad marginal y el precio o retorno medio de un portafolio de activos financieros. Considerar modelos de valoración basados en el supuesto de un patrón de comportamiento lineal en los parámetros sin contrastar su cumplimiento en la práctica, puede llevar a errores de estimación que se traducirán en una administración inadecuada por parte del inversionista, que se propone estructurar un portafolio óptimo para estabilizar su consumo intertemporal.

El objetivo principal de este estudio es analizar la estabilidad en el tiempo de los coeficientes que acompañan a los 5 factores que explican el retorno medio para 5 portafolios que contienen todos los subsectores del sector industrial de EE.UU. Se supone que las condiciones de mercado afectan las decisiones subyacentes de los agentes, dispuestos a optimizar su consumo intertemporal; y esto, se manifiesta cuando cambia la relación en el tiempo entre retorno medio de un activo y los 5 factores que define el modelo de Fama y French (2015). El objetivo secundario es evaluar si la significancia estadística y económica de los 5 factores que definen el modelo Fama y French (2015), es sensible ante tal cambio de régimen.

La investigación inicialmente busca responder las siguientes preguntas: ¿Los coeficientes que explican la relación de los factores con el retorno medio son constantes en el tiempo (los 30 años más recientes)? Es decir, ¿los parámetros del modelo son lineales? ¿Es posible identificar y vincular la existencia de regímenes económicos subyacentes a la valoración de activos, al comportamiento recesivo o expansivo de la economía de EE.UU. en los últimos 30 años?

El estudio es significativo en la medida que asegura un mejor ajuste para reducir la incertidumbre cuando se estiman las variaciones en los retornos de un activo financiero, que actúa como medio de ahorro para garantizar un nivel de consumo intertemporal. Esto se reflejará en mayores posibilidades de suavizamiento del consumo entre períodos para los participantes del mercado y por tanto, en un mayor bienestar para el consumidor/inversionista. El comportamiento de los precios de los activos es de interés para canalizar de forma óptima el ahorro individual para la jubilación y es una de las principales preocupaciones de la industria de servicios financieros. En E.E.U.U. se consideran los planes de jubilación como acuerdos financieros, diseñados para remplazar los ingresos de empleo cuando se efectúa el retiro del individuo de la población económicamente activa. Los planes de contribución definido, son una clasificación de los planes de jubilación, que dependen directamente del rendimiento de las inversiones (por ejemplo, en el mercado de valores) con los fondos aportados a las cuentas individuales ².

El trabajo se ha dividido en seis partes además de esta introducción. La segunda parte del trabajo está dedicada a la revisión de la literatura, en términos de aplicaciones previas a nivel teórico y práctico que aborden el tema de valoración de activos; se hace énfasis en la literatura de los modelos de valoración, análisis empírico general y específico orientado a portafolios del sector industrial. La tercera sección expone el marco teórico, que fundamenta la selección de una cartera de activos financieros en función de su consumo intertemporal, adecuando su inversión para lograr ajustarse a ese patrón de consumo óptimo; allí también se argumenta teóricamente la selección de los factores **FAMA y FRENCH 2015**. La sección cuarta presenta de forma genérica los diferentes componentes de la metodología, su desarrollo, implementación y justificación para el caso de estudio; se hace énfasis en los modelos de regímenes cambiantes estocásticos como medio para examinar la estabilidad paramétrica del modelo; adicionalmente, se propone utilizar estadísticos de concordancia para analizar la sincronización entre variables macroeconómicas y la probabilidad de cambio de régimen. Las secciones quintas y sexta describen los datos, variables, resultados y proveen una interpretación de los mismos. En la séptima sección se concluye.

² La información de planes de jubilación, es tomada en cuenta a partir de la página del departamento de trabajo de los Estados Unidos (<https://www.dol.gov/general/topic/retirement/typesofplans>).

II. REVISIÓN DE LITERATURA.

Una cuestión central en finanzas es la razón detrás de las diferentes tasas de rendimiento, de los distintos activos que cotizan en los mercados financieros. Es de común acuerdo, que la mayor parte de la variación día a día en los rendimientos se debe a la influencia del constante flujo de información. No obstante, los modelos de valoración de activos pueden contribuir a la comprensión del porqué varían las tasas medias de rentabilidad (Cochrane, 2005); por ejemplo, muchas teorías de valoración de activos predicen que el precio de un activo debe ser bajo (rendimiento esperado superior) si el activo ofrece una protección deficiente contra los cambios en las futuras condiciones del mercado (Rubinstein, 1976; Breeden, 1979).

Literatura del modelo de valoración:

El modelo de valoración de activos más célebre es el “*Capital asset pricing model*” (CAPM); se basa en Markowitz (1959) y Tobin (1958), que desarrollaron la teoría de portafolio riesgo/retorno basada en el modelo de utilidad de von Neumann y Morgenstern (1953). La implicación principal del CAPM es la eficiencia media-varianza del portafolio de mercado; este modelo, establece que la prima por riesgo de un activo es igual a su beta multiplicado por la prima por riesgo del portafolio de mercado; el beta (medida de la sensibilidad) mide el grado de co-movimiento entre el retorno del activo y el retorno del portafolio de mercado.

Se han realizado varios intentos para poner a prueba las implicaciones del CAPM usando tasas históricas de los rendimientos de activos y tasas históricas de retorno para índices de mercado. Los estudios más famosos de acuerdo con Diacogiannis (1994) fueron los siguientes: Lintner (1965); cuyo estudio fue reproducido por Douglas (1968), Jacob (1971), que se caracterizan principalmente por identificar el exceso de retorno del portafolio de mercado como el único factor común para determinar los retornos esperados de todo activo o portafolio. El CAPM se basa en algunos supuestos específicos que tienen que ver con el hecho de que todos los inversores quieren maximizar la utilidad esperada (indirecta), que está en función de su riqueza. Se supone que los agentes son aversos al riesgo; por lo tanto, todos ellos tienen expectativas homogéneas sobre los rendimientos de los activos; estos rendimientos siguen una distribución normal no condicional, luego son

homocedásticos. También hay una tasa de retorno libre de riesgo, que da la oportunidad a un inversor para prestar o pedir prestado en cualquier momento del tiempo a esa tasa. Por último, no hay impuestos o restricciones que conduzcan a una imperfección o fricción notable en el mercado. Sharpe (1964) y Lintner (1965a), haciendo esta serie de supuestos, extendieron el modelo de media-varianza de Markowitz para desarrollar una relación de exceso de rentabilidad esperada (los retornos menos la tasa libre de riesgo).

Durante las dos décadas más recientes, numerosos estudios han documentado el comportamiento empírico del modelo estático de valoración de activos (CAPM); todo indica que el modelo tiene serias dificultades para explicar la variación de los rendimientos de los activos en muestras de sección cruzada (Banz, 1981; Gibbons, 1982; Fama y French, 1992). Los modelos estáticos de valoración se derivan en un contexto donde los inversores viven solo un periodo. Los modelos intertemporales de valoración de activos nacen con la intención de superar esta limitación, donde se supone que los inversores viven más de un periodo. Merton (1973) propone el (ICAPM) que permite un avance significativo de la teoría; abre la posibilidad de involucrar variables de estado que aproximen al conjunto de oportunidades de inversión. Aunque el ICAPM no identifica posibles variables de estado que puedan predecir futuras oportunidades de inversión (como variables macroeconómicas: inflación, crecimiento de la producción industrial, etc.), Fama (1991) lo considera una justificación para tener en cuenta factores adicionales al factor de mercado, que permitan un mejor ajuste. Breeden (1979) muestra que el ICAPM de Merton (1973) es equivalente a un modelo de consumo con un único beta (que denomina “*Consumption Capital Asset Pricing Model – CCAPM*”), ya que el nivel elegido de consumo endógenamente refleja los diversos efectos de cobertura de la demanda; este avance ofrece nuevas bases económicas a la valoración de activos, relacionando los rendimientos de los activos ante sus covarianzas con la utilidad marginal del consumo. El CCAPM, se sitúa en un contexto más realista al permitir que el proceso de toma de decisiones de los agentes tiene lugar en más de dos periodos y se deciden, simultáneamente, tanto las pautas de consumo, como de utilización de la riqueza no consumida. A pesar de la relativa generalidad del modelo de consumo intertemporal básico (CCAPM), los resultados empíricos obtenidos no son muy satisfactorios. En primer lugar, este escaso éxito empírico se justifica por la mala especificación del modelo, que manifiesta

un bajo nivel de bondad de ajuste; en segundo lugar, el modelo no predice adecuadamente las primas de riesgo, el proceso estocástico que sigue el consumo predice primas inferiores a las observadas para valores razonables del parámetro de aversión al riesgo. Finalmente, son varias las razones que podrían explicar los pobres resultados obtenidos con el modelo intertemporal básico; algunos autores argumentan la escasa generalidad del modelo al suponer preferencias adictivas y separables, las restricciones de liquidez, los costos de transacción o el supuesto del agente representativo.

Con los años, los investigadores del área han refinado las predicciones teóricas y mejorado el rendimiento empírico del CAPM y CCAPM. Las extensiones más populares son los modelos con Formación de Hábitos Externos e Internos (Constantinides, 1990; Ferson y Constantinides, 1991; Campbell y Cochrane, 1999), los modelos con preferencias no estándar que relajan la separabilidad en el tiempo de la función de utilidad o entre estados de la naturaleza (Epstein y Zin, 1989, 1991; Weil, 1989; Bansal y Yaron, 2004), los modelos que permiten el ajuste lento del consumo a la información de rendimiento del activo (Parker y Julliard, 2005), los modelos que son una versión condicional del CAPM (Jagannathan y Wang, 1996; Lettau y Ludvigson, 2001), los modelos de riesgo ante contingencias (Berkman, Jacobsen, y Lee, 2011), y el conocido modelo de tres factores de Fama y French (1993), que posteriormente incorpora 2 factores adicionales (Fama y French, 2015). Esta última propuesta es el fundamento de la presente investigación y plantea el uso de factores, tales como el tamaño de la empresa (size) y la razón de precios en el mercado y precio en libros (book-to-market), para explicar los retornos de una cartera de activos financieros, y se entiende a tales factores como indicadores de la utilidad marginal del consumo subyacente, la cual es no observable.

Literatura empírica:

Las teorías de valoración de activos mencionadas anteriormente, para ser de interés práctico, necesitan ser confrontadas con los datos. Dos principales metodologías econométricas han surgido para estimar su respectiva representación del modelo de valoración de activos: el método generalizado de momentos (GMM), para modelos escritos en forma de factor de descuento estocástico (SDF); y el de regresiones de series de tiempo (TSR) acompañado de

regresiones de corte transversal (RSE), para los modelos escritos usando su representación factorial (o beta, como se le conoce en la literatura).

El enfoque de valoración de activos SDF indica que el precio de un activo es producto de la esperanza del vector de pagos traído a valor presente. En la práctica, el objetivo del investigador es seleccionar un SDF válido. Es decir, un SDF que permita obtener correctamente los precios de cada activo. La mayoría de los modelos de valoración de activos se pueden representar, en el marco del factor de descuento estocástico (SDF) (Cochrane, 2005). La ecuación SDF se sigue de la condición de primer orden de maximización de la utilidad de un inversionista representativo; y surge naturalmente después de resolver el ejercicio, en un formato ideal para hacer uso de la metodología GMM.

La prueba de si un modelo de valoración de activos es “correcto”, es una tarea que configura un reto para los investigadores empíricos. Que en la mayoría de los casos se limitan a determinar la bondad de ajuste y a comparar el rendimiento de un modelo dado, contra otras alternativas de especificación. No obstante, existe una medida útil, razonable y estándar para tener un punto de comparación. Con este propósito, Hansen y Jagannathan (1997) desarrollan una metodología que ha ganado gran popularidad en la literatura empírica de valoración de activos, llamada la distancia Hansen-Jagannathan (HJ-distancia); la cual puede ser utilizada como modelo de diagnóstico, o como una herramienta para la selección del modelo; Baker y Filbeck (2013) incluyen ejemplos donde se hace uso de HJ-distancia: Jagannathan y Wang (1996); Campbell y Cochrane (2000); Hodrick Zhang (2001); Chen y Ludvigson (2009) y Gospodinov, Kan y Robotti (2011). Es importante destacar que el enfoque de SDF y la métrica HJ-distancia son aplicables si el modelo de precios es lineal en un conjunto de factores de riesgo sistemático.

Por otra parte, alternativamente, un modelo se puede especificar en forma beta, si se asegura que el retorno previsto de un activo es lineal en los parámetros. Este enfoque es preferido y atractivo en las finanzas empíricas por ser sencillo e intuitivo. Su desarrollo implica dos etapas. En la primera etapa se obtiene la estimación de los coeficientes de la regresión de series de tiempo donde el retorno está en función de los factores. Mientras que en la segunda etapa se estiman los coeficientes de una regresión de corte transversal para cada período, donde el retorno está en función de los coeficientes estimados en la primera etapa. El método TSR

y RSE es propuesto básicamente por Miller y Scholes (1972), Black et al. (1972) y Fama y MacBeth (1973) que advierten la necesidad de mitigar la pérdida de potencia estadística, agrupando los activos con base a sus betas históricos, para examinar la consistencia del CAPM criticada por Lintner (1965b) y Douglas (1969).

Varios estudios comenzaron a aparecer a finales de 1970, considerando las características de empresas como posibles candidatos para explicar los retornos. Basu (1977) y Ball (1978) encuentran que las empresas con una baja relación precio-ganancia tienen rendimientos más altos (superiores a los predichos por el CAPM) que las empresas con razón precio-ganancia alta. Lo anterior significaba que la cartera de mercado no es eficiente, comparada con la cartera conformada en función de la relación precio-beneficio. Banz (1981) muestra que las acciones de empresas con baja capitalización tienen rendimientos más altos que las acciones de empresas con alta capitalización. Bhandari (1988) evidencia que las empresas con un alto apalancamiento (medido por la relación entre el valor contable de la deuda y el valor de mercado del patrimonio) ganan anormalmente rendimientos anormalmente altos. En una línea similar, Stattman (1980) y Rosenberg et al. (1985) muestran que las empresas con alto book-to-market (relación entre el valor en libros de la empresa y el valor de mercado, B/M) obtienen rendimientos más altos que aquellas con bajo B/M. El denominador común de todas estas variables es el uso del precio de mercado. Fama y French en 1992 publican un popular y destacado estudio, que sintetiza toda la evidencia anterior: ellos muestran que la relación entre los betas y el rendimiento esperado es más ajustada cuando se tienen en cuenta este tipo de factores como variables explicativas, que la documentada en estudios anteriores. Este influyente estudio básicamente muestra la especial utilidad de dos variables que se destacan en la especificación de regresiones de corte transversal multivariado para explicar el retorno, tamaño (*size*) y book-to-market (B/M).

Alrededor de la propuesta Fama y French (1992), Jegadeesh y Titman (1993, 2001) demuestran un patrón aún más sólido y más fuerte que explica el retorno. Estos autores muestran que la rentabilidad basada en el pasado, de 2 a 12 meses, tiene un fuerte poder predictivo sobre los rendimientos futuros en horizontes de hasta un año.

Finalmente, Fama y French (2015) plantean un modelo de cinco factores, dirigido a captar el tamaño, el valor, la rentabilidad y los patrones de inversión en el rendimiento de las acciones

promedio, que se comporta mejor que el modelo de tres factores de Fama y French (1992, 1993). El principal problema del modelo de cinco factores es su incapacidad para capturar los bajos rendimientos medios de las acciones pequeñas cuyos rendimientos se comportan como los de las empresas que invierten mucho a pesar de su baja rentabilidad. El rendimiento del modelo no es sensible a la forma en que se definen sus factores. También se concluye, que el factor de book-to-market del modelo de tres factores se convierte en redundante para describir los retornos promedio en la muestra que se examina, al incluirse los factores rentabilidad e inversión.

Literatura del análisis empírico de portafolios del sector industrial:

Fama y French (1997) demuestran que las estimaciones del retorno esperado para el portafolio industrial son imprecisas. La utilización del modelo CAPM y el modelo de tres factores (FF3), presentan una reducción del R-cuadrado y un aumento del intercepto de Cross-Section, cuando se aplican a los retornos esperados del portafolio industrial. El bajo ajuste se adjudica a la incertidumbre de la prima de riesgo real de cada factor y la estimación imprecisa de la carga de cada industria sobre el factor de riesgo. No obstante, Fama y French (1994), no desconocen que los portafolios del sector industrial experimentan periodos de auge y recesión; por lo cual, con base a Fama y French (1992) que especulan una asociación entre el valor book-to-market y el riesgo de dificultades financieras, se confirma que el factor HML puede no ser constante en el tiempo. Si bien no hay pruebas teóricas que demuestren de manera concluyente que el factor HML representan un problema financiero, Hussain y Toms (2002) sugieren que HML y SMB podrían estar relacionadas con un verdadero factor de riesgo que mide la incertidumbre financiera, la lógica subyacente a este vínculo, es que algunas industrias se ven afectadas por los cambios en el ciclo económico más que otras, lo que provoca un mayor crecimiento para unas y un aumento de dificultades financieras para otras debido a un mayor riesgo. En este orden de ideas, se advierte la posibilidad de observar cambios en las cargas de los factores para las industrias procíclicas, durante periodos de crisis en comparación con el resto del ciclo; mientras que las cargas factoriales para las industrias anticíclicas deberían permanecer relativamente inalteradas.

Este acervo de conjeturas y precisiones, configuran la necesidad de contribuir a resolver la dificultad de obtener una mejor estimación de los retornos esperados para el sector industrial, con el modelo de 5 factores, teniendo en cuenta la necesidad de proponer una solución advirtiendo la eventual no linealidad y ajuste del comportamiento de los portafolios al ciclo económico.

III. MARCO TEÓRICO.

Un inversionista forma una cartera de activos financieros en función de su consumo intertemporal. Esto es, decide cuánto ahorrar y cuánto consumir en cada momento del tiempo, y utiliza su inversión financiera para lograr adecuarse a ese patrón de consumo óptimo. El inversionista debe comprar más o menos de determinado activo para satisfacer la relación entre su precio y su rendimiento, de acuerdo con la razón de las utilidades marginales de su consumo actual y futuro. De ello se desprende un proceso de maximización determinado por la condición de primer orden (ver ecuación 1) que fundamenta el modelo basado en consumo; donde se establece que el precio de un activo debe ser igual al valor esperado del pago descontado en función de las utilidades marginales:

$$p_t = E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} x_{t+1} \right]. \quad [1]$$

El objetivo es averiguar el precio de cualquier corriente de flujo de efectivo incierto. Un inversor no sabe exactamente cuánto obtendrá de su inversión; sin embargo, se puede evaluar la probabilidad de varios resultados posibles. De forma general, se supone la existencia de un agente representativo que maximiza la utilidad esperada de una senda intertemporal infinita de consumo contingente, recibiendo como única fuente de renta el rendimiento de una cartera compuesta por N activos financieros. En el período t , el agente representativo resuelve el siguiente problema:

$$\max_{\{\xi\}} U(c_t, c_{t+1}), \quad [2]$$

donde $U(c_t, c_{t+1}) = u(c_t) + \beta E_t[u(c_{t+1})]$ es la función de utilidad definida sobre los valores actuales y futuros de consumo; E es el operador de esperanza condicional en el

momento y c_{t+1} es una variable aleatoria del consumo agregado en el período $t+1$ (el inversor no conoce su riqueza futura que define el consumo en $t+1$). β se denomina factor de descuento subjetivo y captura la impaciencia.

La función de utilidad captura no solo el deseo fundamental de más consumo, sino también el objetivo intermedio de media y varianza en la rentabilidad de la cartera. La función de utilidad se define con pendiente positiva y cóncava; lo que refleja el deseo de mayor consumo, pero decreciente. Esta curvatura, también manifiesta la impaciencia de los inversores y su aversión al riesgo. La concavidad significa aversión al riesgo; es decir, el inversor prefiere un flujo de consumo que sea estable o constante en el tiempo, que no presente fluctuaciones en función de las condiciones económicas (recesión o auge).

Ahora, supongamos que el inversor puede comprar o vender libremente el activo financiero; ¿Cuánto comprar o vender? Encontrar la respuesta, es continuar con la solución del problema de maximización a partir de la definición de c_t y c_{t+1} :

$$c_t = e_t - p_t \xi, \quad [3]$$

$$c_{t+1} = e_{t+1} + x_{t+1} \xi, \quad [4]$$

donde ξ es la cantidad del activo (variable de control) que elige comprar (o vender) y e_{t+1} es el consumo original o autónomo. La sustitución de las restricciones en la función objetivo, y el establecimiento de la derivada con respecto a ξ , e igualando a cero, es igual a:

$$p_t u'(c_t) = E_t[\beta u'(c_{t+1}) x_{t+1}], \quad [5]$$

$$p_t = E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} x_{t+1} \right].$$

Teniendo en cuenta la rentabilidad x_{t+1} y la elección de consumo, se obtiene el precio de mercado p . El contenido económico es simplemente, las condiciones de primer orden para la elección de portafolio y consumo óptimo; el inversor compra más o menos del activo hasta satisfacer esta condición. Esta ecuación es el centro de la teoría de valoración de activos.

$$p_t = E_t[m_{t+1} x_{t+1}] \equiv p = E(mx), \quad \text{donde } m_{t+1} = \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}. \quad [6]$$

El factor de descuento estocástico m en la ecuación 2, es simplemente la forma generalizada de incorporar las correcciones de riesgo no idiosincrático para cada activo.

Si se negocia un activo con tasa de interés igual a la tasa libre de riesgo, los inversores esperan que su poder adquisitivo se mantenga constante en el tiempo; es decir, si se invierte 1 dólares hoy a la tasa libre de riesgo r^f , se espera con seguridad mañana recibir como pago R^f dólar; por lo tanto, si se cumple la ecuación 1 el precio del activo debe ser igual a 1 cuando se invierte R^f dolar. En este orden de ideas, la ecuación 1 debe ser igual a: $1 = E(mR^f) = E(m)R^f$, donde R^f es el retorno bruto libre de riesgo y el retorno neto es $r^f = R^f - 1$. De este modo, es válido afirmar que la tasa de retorno bruto libre de riesgo está dada por:

$$R^f = \frac{1}{E(m)} \leftrightarrow E(m) = \frac{1}{R^f} . \quad [7]$$

Ahora bien, utilizando la definición de covarianza $cov(m, x) = E(mx) - E(m)E(x)$, y teniendo en cuenta que $p = E(mx)$, podemos desagregar la representación básica como:

$$p = E(x) \frac{1}{R^f} + cov(m, x) , \quad [8]$$

donde $E(m) = \frac{1}{R^f}$; y $cov(m, x)$ es la corrección de riesgo no idiosincrático; de tal forma que el precios de los activos está impulsado por la covarianza del pago del activo con el crecimiento de la utilidad marginal del consumo. En otras palabras, todos los activos tienen una rentabilidad esperada igual a la tasa libre de riesgo más un ajuste de riesgo. De este modo, para los activos cuyos pagos cotizan positivamente con el consumo ($cov(m, x) > 0$), en caso de recesiones (por ejemplo) donde el inversor se siente pobre, su consumo tiene mayor incertidumbre o es más volátil y deben prometer mayores retornos esperados (menor precio) para inducir a los inversores a mantenerlos. Por el contrario, activos que cotizan negativamente con el consumo ($cov(m, x) < 0$), siguiendo con el ejemplo de una recesión, pueden ofrecer tasas de rendimiento esperado inferiores al activo (en relación con el activo que covaria positivamente con el consumo), es decir, venderse a un precio más alto, porque aseguran menor incertidumbre de consumo esperado o menor volatilidad.

Al generalizar el caso donde el precio es igual a 1 y el pago es simplemente una devolución de la tasa bruta de retorno para cualquier activo i . (se detalla en la ecuación 9)

$$1 = E(mR^i) . \quad [9]$$

Aplicando la definición de la ecuación 8, multiplicando y dividiendo al lado derecho por $var(m)$ y al despejar $E(R^i)$, obtenemos:

$$E(R^i) = E(m) + \frac{cov(m, R^i)}{var(m)} \left(-\frac{var(m)}{E(m)} \right), \quad [10]$$

y con base a la especificación de la tasa libre de riesgo obtenemos:

$$E(R^i) = R^f + \beta_{i,m} \lambda_m , \quad \beta_{i,m} = \frac{cov(m, R^i)}{var(m)} \quad y \quad \lambda_m = \left(-\frac{var(m)}{E(m)} \right). \quad [11]$$

Esta expresión es conocida como modelo de valoración en forma de beta. El λ_m se interpreta a menudo como el precio del riesgo, es el mismo para todos los activos i , mientras que el $\beta_{i,m}$ varía de un activo a otro y se interpreta como la cantidad de riesgo en cada activo; su especificación, responde a la proyección lineal de m en R^i . Como se puede ver, el precio del riesgo λ_m depende también de la volatilidad del factor de descuento. Reescribiendo el factor de descuento como una función lineal de factores que sirven como proxis para el crecimiento marginal de la utilidad:

$$m = a + b'f . \quad [12]$$

Suponiendo [9] y sustituyendo [12] en la ecuación [10] (ecuación fundamental de precios), se reordena (véase Cochrane, 2005, p.p. 107 -108) para obtener:

$$E(R^i) = \gamma + \lambda' \beta_i , \quad [13]$$

donde β_i es el vector de coeficientes obtenido en la regresión [12]. Por simetría, a partir del vector de coeficientes γ y λ en un modelo de factor de la forma [13], se puede hallar a y b tal que [12] se cumple.

La solución empírica propone un procedimiento de dos pasos; la primera etapa se obtiene estimando los betas con una regresión de series de tiempo para cada activo:

$$R_t = a + BF_t + \varepsilon_t . \quad [14]$$

La segunda etapa es una regresión de corte trasversal:

$$\overline{R_T} = \hat{B}\lambda + \alpha . \quad [15]$$

Donde $\overline{R_T}$ es el retorno promedio del activo i sobre la longitud T de la muestra. Obsérvese que en la regresión de segunda etapa los B'_s son las variables explicativas y los λ'_s son los coeficientes de regresión.

3.1. Selección teórica de los factores Fama y French 2015

Existe evidencia que los rendimientos medios de un activo, se relacionan con el factor book-to-market, al igual que la rentabilidad y la inversión. Fama y French (2015) utilizan el modelo de descuento de dividendos (conocido como DDM por sus siglas en inglés: Dividend Discount Model) que se basa en la fórmula del valor presente neto (ver ecuación 16).

$$m_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} E(d_{t+\tau})/(1+r)^\tau . \quad [16]$$

En esta ecuación, w_t es el precio de un activo en el momento t , $E(d_{t+\tau})$ son los dividendos esperados para cada periodo, y r es la tasa interna de retorno de los dividendos esperados. Adicionalmente, se manifiesta la relación inversa entre precio y retorno. Conservando la naturaleza de la ecuación 16 surge la posibilidad de imponerle cambios, en consonancia con Miller y Modigliani (1961) para extraer del análisis, la relación que existe entre rendimiento, rentabilidad, inversión y book-to-market.

$$m_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E(Y_{t+\tau} - dB_{t+\tau})}{(1+r)^\tau} . \quad [17]$$

En la ecuación 17 $Y_{t+\tau}$ representa las ganancias de capital total para el periodo $t + \tau$ y $dB_{t+\tau} = B_{t+\tau} - B_{t+\tau-1}$ es la variación del valor en libro. Dividiendo por el valor en libro para el periodo t :

$$\frac{M_t}{B_t} = \frac{\sum_{\tau=1}^{\infty} E(Y_{t+\tau} - dB_{t+\tau})/(1+r)^\tau}{B_t} , \quad [18]$$

de la ecuación 18 se pueden obtener tres conclusiones (manteniendo todo lo demás constante): primero, una alta tasa de rentabilidad implica un alto book-to-market; segundo,

el aumento de las ganancias de capital implica una mayor tasa de rentabilidad; finalmente, un mayor crecimiento del valor en libros implica un menor rendimiento esperado.

Adicionalmente, Novy y Marx (2013) destacan resultados donde la rentabilidad esperada está fuertemente relacionada con el rendimiento medio. Aharoni, Grundy, y Zeng (2013) documentan una relación más débil pero estadísticamente fiable entre la inversión y la rentabilidad media.

En conclusión, este marco teórico establece la correspondencia entre las variables que miden la utilidad marginal y el retorno medio de un portafolio de activos financieros. Es importante anotar que el supuesto de un patrón de comportamiento lineal en los parámetros del modelo de valoración de activos, trasciende los límites de lo teórico y se resuelve en el ámbito metodológico, que pretende someter a consideración la validez del corolario expuesto, donde se asegura la posibilidad de lograr una administración acertada del portafolio de inversión que establezca su consumo intertemporal.

IV. METODOLOGÍA.

Este estudio busca explícitamente analizar la estabilidad en el tiempo de los coeficientes $(r_i, s_i, h_i, w_i, c_i)$ que acompañan a los 5 factores $((R_{mt} - R_{ft}), SMB_t, HML_t, RMW_t, CMA_t)$ que explican el retorno medio para 5 portafolios que contienen todos los subsectores del sector industrial de EE.UU. La siguiente ecuación es la representación del modelo de 5 factores con énfasis en los portafolios del sector industrial³:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + r_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + w_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it},$$

donde $i = (sector1, sector2, sector3, sector4, sector5)$ y $t = (1963M7 - 2016M6)$. La desarrollo de la metodología para lograr el objetivo principal responde al siguiente

³ En la sección V, se expone el contenido de cada portafolio y el significado de cada factor, por el momento, se hace uso de los seudónimo sector1, sector2, sector3, sector4 y sector5 para referenciar de forma simplificada los portafolios del sector industrial y $(R_{mt} - R_{ft}), SMB_t, HML_t, RMW_t, CMA_t$ a los factores. También se expresa la interpretación de cada coeficiente, cuando el retorno esperado es una combinación lineal de los cinco factores.

proceso: en primer lugar, se implementa el estadístico de Bai y Perron (1998, 2003) para identificar previamente los posibles múltiples cambios estructurales en un modelo lineal; en segundo lugar, se ejecuta el modelo de Regímenes Cambiantes Estocásticos (RCE), donde su desarrollo natural, consiste básicamente en estimar los coeficientes del vector de parámetros del modelo y la matriz de probabilidad de transición para cada régimen, de forma recursiva, mediante la función de máxima verosimilitud condicional a los datos observados. Ahora bien, para lograr el objetivo secundario, simplemente se observan los valores y la significancia estadística para cada coeficiente en cada régimen. Con lo hecho hasta el momento en términos metodológicos, permitiría responder la primera pregunta de investigación; para resolver la segunda pregunta hacemos uso del estadístico de concordancia Harding y Pagan (2006), que se calcula al final para analizar la sincronización entre variables macroeconómicas y la probabilidad de cambio de régimen.

Con base en la metodología utilizada, este estudio se puede clasificar como opción de respuesta o de uso complementario para contrastar la influencia de periodos de auge y recesión en los portafolios del sector industrial (Fama y French 1994). Adicionalmente, puede sugerir cuales cuáles sectores se ven afectados por el ciclo económico, como indican Hussain y Toms (2002).

4.1 Modelos de regímenes cambiantes estocásticos “Markov switching regimes”

Los modelos de cambio de régimen de Markov son apropiados para el análisis empírico del comportamiento dinámico de los factores que explican el rendimiento medio de un activo; puesto que permiten identificar múltiples equilibrios y computar la probabilidad de transición de un estado a otro.

Es posible modelar series de tiempo de variables financieras y económicas utilizando modelos no lineales. En este sentido, una forma de aproximarse al tema es definiendo diferentes estados del mundo o regímenes, y permitir la posibilidad de que el comportamiento dinámico de las variables que capturan los patrones en el retorno, dependa del régimen que ocurre en cualquier punto del tiempo. Por comportamiento dinámico se entiende que la media y la varianza cambien con el cambio de régimen. El análisis se realiza en situaciones donde

la existencia de diferentes regímenes es generada por un proceso estocástico o exógeno. No obstante, la aplicación de modelos de probabilidad de transición cuenta con ventajas sobre otras alternativas. Particularmente, no se requiere identificación *a priori* de los posibles regímenes subyacentes, ni la especificación de un umbral asociado a cada estado; la identificación y caracterización son parte del resultado del modelo. Sin embargo, para este tipo de modelos, se considera como desventaja la dificultad de poner a prueba un modelo de cambio de Markov contra la hipótesis nula de que no existe cambio, porque se presentan problemas respecto a los parámetros no identificados (los coeficientes de la matriz de probabilidad de transición), así como una matriz de información singular. En contraste, para asegurar la pertinencia de la metodología, este trabajo sugiere implementar previamente la prueba de de Bai y Perron (1998), que ayuda a identificar los posibles múltiples cambios estructurales en un modelo lineal.

Un modelo de Markov adecuado para computar regresiones de series de tiempo, es el propuesto por Goldfeld y Quandt (1973), donde se introduce una versión particularmente útil, la cual hace referencia a una variable de estado latente que sigue una cadena de Markov para el control de cambios de régimen. Complementariamente, Hamilton (1989), en un estudio muy influyente, amplía los modelos Markov-switching para el caso en el que se consideran autoregresores como parte del modelo. La vasta literatura generada luego de Hamilton (1989), por lo general, supone que los cambios de régimen son exógenos respecto a las perturbaciones de todas las realizaciones en la regresión.

4.1.2 Supuestos en el análisis

Existen dos supuestos en la aplicación del modelo de cambio de régimen de Markov utilizados en este estudio. El primer supuesto es que existen dos estados que no son observables directamente y están representados por una variable binaria latente. El segundo supuesto, implica que existen variables directamente observables como el índice de producción, cuyos cambios de comportamiento influyen o están influidos por el valor de la variable binaria que cambia en el tiempo. Para facilitar el análisis, se simplifica el comportamiento del índice de producción, como cambios por encima o por debajo de su media, que posiblemente configuran periodos expansivos o recesivos.

4.1.3. Test de Bai y Perron (1998 y 2003)

Se considera la siguiente regresión lineal con m puntos de quiebre ($M + 1$ regímenes):

$$y_t = x'_t \beta + z'_t \delta_j + u_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad [19]$$

para $j = 1, \dots, m + 1$. En este modelo, y_t es la variable dependiente observada en el momento t ; x_t ($p \times 1$) es el vector de variables exógenas que no está sujeta a cambios estructurales y z_t ($q \times 1$) es el vector de variables que si está sujeto a cambios estructurales; β y δ_j ($j = 1, \dots, m + 1$) son los vectores de coeficientes correspondientes; u_t , es la perturbación en el instante t . Los índices $(T_1, \dots, T_m)$, o puntos de quiebre, se tratan explícitamente como desconocidos (se utiliza la convención de que $T_0 = 0$ y $T_{m+1} = T$). Este es un modelo de cambio estructural parcial ya que el vector de parámetros β no está sujeto a los cambios y se estima utilizando toda la muestra. Cuando $p = 0$, obtenemos un modelo de cambio estructural puro donde todos los coeficientes están sujetos a cambios. La varianza de u_t no tiene que ser constante. De hecho, los cambios de varianza están permitidos siempre que se produzcan en las mismas fechas que los puntos de quiebre de los parámetros de la regresión. El propósito es estimar los coeficientes desconocidos de la regresión junto con los puntos de quiebre cuando están disponibles las T observaciones para las variables (y_t, x_t, z_t) . El método de estimación considerado se basa en el principio de mínimos cuadrados ordinarios. Para cada quiebre m $(T_1, \dots, T_m)$, existe una estimación de coeficientes asociados a ese estado.

4.1.4 Especificación genérica del modelo Markov-switching

Considere el siguiente modelo Gaussiano de cambio de régimen para el trayecto de la muestra de una serie temporal $\{y_t\}_{t=1}^T$:

$$y_t = x'_t \beta_{s_t} + \sigma_{s_t} \varepsilon_t, \quad \text{donde } \varepsilon_t \sim i.i.d. N(0,1), \quad [20]$$

y_t es un escalar que funciona como variable independiente; x_t es el vector de variables exógenas o predeterminado de variables explicativas; $s_t = i$ es la variable de estado. Tanto

y_t y x_t , se suponen variables de covarianza estacionaria. Adicionalmente, se puntualiza el número de regímenes, para el caso particular $N = 2$; que se clasifica como la especificación más popular por ser intuitiva en su interpretación.

La variable de estado no se observa y se supone que evoluciona en función de una cadena de Markov de primer orden con probabilidades de transición:

$$P(S_t = i | S_{t-1} = j, z_t) = P_{ij}(z_t) \quad [21]$$

En [21], la probabilidad de transición es influenciada por un vector $(q \times 1)$ de variables exógenas de covarianza estacionaria z_t , donde z_t puede incluir elementos de x_t . La cadena de Markov se supone que es estacionaria, y evoluciona de forma independiente a todas las observaciones de las variables x_t que no están incluidas en z_t . Para modelar la influencia de z_t en las probabilidades de transición $[0,1]$ en (4.1) se utiliza una especificación probit para S_t :

$$S_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \eta_t < a_{s_{t-1}} + z'_t b_{s_{t-1}} \\ 2 & \text{si } \eta_t \geq a_{s_{t-1}} + z'_t b_{s_{t-1}} \end{cases} ; \quad \text{donde, } \eta_t \sim i.i.d. N(0,1). \quad [22]$$

La probabilidad de transición está dada entonces por:

$$P_{ij}(z_t) = P(\eta_t < a_j + z'_t b_j) = \Phi(a_j + z'_t b_j), \quad [23]$$

$$P_{ij}(z_t) = P(\eta_t \geq a_j + z'_t b_j) = 1 - \Phi(a_j + z'_t b_j), \quad [24]$$

Donde Φ es la función de distribución acumulativa normal estándar.

4.1.4.1 Estimación por máxima verosimilitud

Si consideramos $\Omega_t = (x'_t, x'_{t-1}, \dots, x'_1, z'_t, z'_{t-1}, \dots, z'_1)'$ y $\xi_t = (y_t, y_{t-1}, \dots, y_1)'$ como vectores que contiene la información observada en t , y $\theta = (\beta_1, \sigma_1, a_1, b_1, \beta_2, \sigma_2, a_2, b_2, \rho)$ como el vector de los parámetros del modelo, la función de verosimilitud condicional a los datos observados se define como $L(\theta) = \prod_{t=1}^T f(y_t | \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta)$, donde:

$$f(y_t | \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) = \sum_i \sum_j f(y_t | S_t = i, S_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) \quad [25]$$

$$Pr(S_t = i, S_{t-1} = j, |\Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) \quad [26]$$

La probabilidad de ponderación en [4.2] se calcula de forma recursiva mediante la aplicación de la regla de Bayes:

$$Pr(S_t = i, S_{t-1} = j, |\Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) = P_{ij}(z_t) Pr(S_{t-1} = j | \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta), \quad [27]$$

$$Pr(S_t = i, |\Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) = Pr(S_t = i | \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta)$$

$$\frac{1}{f(y_t | \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta)} \sum_j f(y_t | S_t = i, S_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) \\ \times Pr(S_t = i, S_{t-1} = j | \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) \quad [28]$$

Para iniciar [28], la práctica habitual es la aproximación de $P(S_0 = j | \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta)$ con la probabilidad incondicional, $f(S_0 = j; \theta)$. Alternativamente, esta probabilidad inicial puede ser tratada como un parámetro adicional a estimar.

Para completar la recursividad en [26]-[28], se requiere la función de densidad condicional régimen dependiente, $f(y_t | S_t = i, S_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta)$. La función de densidad es gaussiana que se configura como:

$$f(y_t | S_t = i, S_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) = \frac{1}{\sigma_i} \phi\left(\frac{y_t - x'_t \beta_i}{\sigma_i}\right), \quad [29]$$

donde ϕ es la función de densidad de probabilidad normal estándar. Sin embargo, para los valores no nulos de $\rho \in (-1, 1)$ $f(y_t | S_t = 1, S_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta)$ está dada por:

$$f(y_t | S_t = 1, S_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) \\ = \frac{\phi\left(\frac{y_t - x'_t \beta_1}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{a_j + z'_t b_j - \rho((y_t - x'_t \beta_1)/\sigma_1)}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right)}{\sigma_1 P_{1j}(z_t)}, \quad [30]$$

$$f(y_t | S_t = 2, S_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) \\ = \frac{\phi\left(\frac{y_t - x'_t \beta_2}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{-(a_j + z'_t b_j) + \rho((y_t - x'_t \beta_2)/\sigma_2)}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right)}{\sigma_1 P_{1j}(z_t)}. \quad [31]$$

4.2 Concordancia

El estudio de concordancia, se especifica como un análisis de sincronización, que se lleva a cabo mediante el estadístico propuesto por Harding y Pagan (2006).

$$[\sum_{t=1}^T S_{xt}S_{yt} + \sum_{t=1}^T (1 - S_{xt})(1 - S_{yt})] \quad [32]$$

Donde x_t y y_t son las series con la información sobre la actividad real o probabilidad de cambio de régimen y S_{xt} y S_{yt} son variables binarias que toman el valor de 1 y 0 según si el ciclo es expansivo o contractivo, respectivamente. El índice de concordancia mide la proporción del tiempo en que dos series se encuentran en la misma fase; un valor de 1 implica que los dos ciclos están en la misma fase todo el tiempo. El propósito práctico con esta metodología consiste en examinar y justificar patrones visuales de picos y valles, con el fin de establecer la secuencia en la que los distintos sectores entran y salen de fases contractivas y expansivas, tomando como referencia una variable macroeconómica (en este caso particular el IP).

V. DATOS Y VARIABLES.

La base de datos utilizada en este estudio es suministrada por el sitio web de Kenneth French⁴. El vector de información de la variable endógena lo constituyen 5 portafolios de industria, que se construyen asignando acciones de la NYSE, AMEX y NASDAQ a 5 portafolios de industria que se definen con la siguiente nominación:

- Sector 1: Consumo durable, no durable, al por mayor, al por menor y algunos servicios (lavanderías, talleres de reparación).
- Sector 2: Manufactura, energía y servicios públicos.
- Sector 3: Equipo de oficina y comunicación, teléfono y televisión.
- Sector 4: Servicios de salud, equipo médico y medicamentos.

⁴ http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html

- Sector 5: Minas, construcción, transporte, hotelería, entretenimiento, finanzas, materiales de construcción, servicios de negocios.

La periodicidad es mensual y el rango de la muestra va desde el mes 7 de 1963 hasta el mes 6 de 2016; la asignación de las empresas a determinada industria se hace con base al código SIC de cuatro dígitos.

Se conciben 5 factores planteados por Fama y French (2015) como variables exógenas –que igualmente se obtienen del sitio web de Fama y French–: el factor de mercado, que es el exceso de retorno. El factor SMB, se construye usando combinaciones 2x3 entre tamaño de capitalización bursátil y book-to-Market; entre tamaño de capitalización bursátil y rentabilidad; y finalmente, entre tamaño de capitalización e inversión. El factor HML, se obtiene en combinaciones 2x2 entre book-to-market y tamaño de capitalización. El factor RMW se obtiene en combinaciones 2x2 entre nivel de rentabilidad y tamaño de capitalización. Por último, el factor CMA, se obtiene en combinaciones 2x2 entre nivel de inversión y tamaño de capitalización. Para el factor de mercado se utiliza un índice que propone por defecto la base de datos. La formulación de la construcción de los factores mencionados, se formula en los siguientes términos:

- SMB (pequeña, mediana y grande) es el rendimiento promedio de las nueve carteras de acciones pequeñas menos el rendimiento promedio de las nueve carteras de acciones grandes:

$$SMB_{(B/M)} = \frac{1}{3} (\text{Small Value} + \text{Small Neutral} + \text{Small Growth}) - \frac{1}{3} (\text{Big Value} + \text{Big Neutral} + \text{Big Growth}).$$

$$SMB_{(OP)} = \frac{1}{3} (\text{Small Robust} + \text{Small Neutral} + \text{Small Weak}) - \frac{1}{3} (\text{Big Robust} + \text{Big Neutral} + \text{Big Weak}).$$

$$SMB_{(INV)} = \frac{1}{3} (\text{Small Conservative} + \text{Small Neutral} + \text{Small Aggressive}) - \frac{1}{3} (\text{Big Conservative} + \text{Big Neutral} + \text{Big Aggressive}).$$

$$SMB = 1/3(SMB_{(B/M)} + SMB_{(OP)} + SMB_{(INV)}).$$

- HML (Alto, Medio, Bajo) es el rendimiento promedio de las dos carteras de valor menos el rendimiento promedio de las dos carteras de crecimiento:

$$HML = 1/2 (Small Value + Big Value) - 1/2 (Small Growth + Big Growth).$$

- RMW (Robusto y débil) Es el rendimiento promedio de las dos carteras de rentabilidad operacional robusta menos el rendimiento medio de las dos carteras de rentabilidad operativa débil:

$$RMW = 1/2 (Small Robust + Big Robust) - 1/2 (Small Weak + Big Weak).$$

- CMA (conservador y agresivo) es el rendimiento promedio de las dos carteras de inversión conservadora menos el rendimiento promedio de las dos carteras de inversión agresiva:

$$CMA = 1/2 (Small Conservative + Big Conservative) - 1/2 (Small Aggressive + Big Aggressive).$$

- RM-RF (factor de mercado), el exceso de retorno del mercado, el valor de retorno de todas las empresas CRSP incorporadas en los EE.UU. y cotizadas en la NYSE, AMEX o NASDAQ que tienen un código de acción

de CRSP de 10 u 11 al comienzo del mes t , menos la tasa de bonos del Tesoro a un mes:

La interpretación de cada factor dentro del modelo de regresión lineal ⁵,

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + r_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + w_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it},$$

de acuerdo al resultado del coeficiente estimado; para $(R_{mt} - R_{ft})$ es: significa que un aumento en 1 unidad del exceso de retorno de mercado respecto al retorno del activo libre de riesgo, aumenta en r_i unidades porcentuales el exceso de retorno para el activo en cuestión. Para SMB_t cuando $s_i > 0$, significa que los retornos del activo en cuestión están correlacionados positivamente con los retornos de empresas que tienen gran tamaño de capitalización; por lo tanto, un aumento en 1 unidad de los retornos de empresas con gran tamaño de capitalización respecto a las empresas de tamaño pequeño, se traduce en un aumento de s_i unidades del retorno esperado del activo en cuestión (cuando $s_i < 0$ la interpretación va en sentido contrario). Para el factor HML_t cuando $h_i > 0$, significa que los retornos del activo en cuestión, están correlacionados positivamente con los retornos de empresas con un alto book-to-market; por lo tanto, un aumento en 1 unidad de los retornos de empresas que tienen alto book-to-market respecto a las que tienen bajo book-to-market, se traduce en un aumento de h_i unidades del retorno esperado del activo en cuestión (cuando $h_i < 0$ la interpretación va en sentido contrario). Para los factores RMW_t y CMA_t , la situación es análoga a la explicación de los factores anteriores; bajo la salvedad que en el caso de RMW_t , se considera rentabilidad robusta o débil; y en CMA_t , perfil de inversionista conservador o agresivo.

VI. RESULTADOS.

El primer paso es la realización de pruebas de estabilidad paramétrica y cambio estructural. No se propone ir más allá de reconocer la existencia de puntos de ruptura y validar la hipótesis

⁵ Fama y MacBeth (1973) desarrollaron una estimación de sección cruzada, que corrobora la necesidad de aplicar un modelo de regresión lineal entre los rendimientos esperados y los factores explicativos, que ha tenido gran influencia histórica y ha estandarizado el uso de esta metodología.

de inestabilidad paramétrica. Se implementa el modelo básico de regresión de serie de tiempo para cada subsector industrial de USA, como variable dependiente, en función de los factores (MKT_RF, HML, RMW, SMB y CMA) definidos en la sección anterior y un término constante. Luego de realizar la estimación del modelo por mínimos cuadrados ordinarios (OLS), antes de la prueba de estabilidad paramétrica, se obtienen indicios de que el ajuste del modelo de valoración de activos responde positivamente, puesto que el término constante no es significativo o tiende a ser cero para todos los subsectores. Posteriormente, al aplicar el estadístico de Bai y Perron (1998, 2003), se lleva a cabo la opción de contrastar la existencia de N (donde $N > 0$) quiebres a nivel global frente a la hipótesis nula de cero cambios estructurales. En los 5 portafolios se presentan los siguientes resultados principales:

- En el portafolio 3, 4 y 5 que corresponde a equipo de oficina, servicios de salud, minas, transporte, hotelería, entretenimiento, finanzas, entre otros subsectores, el F-estadístico secuencial y múltiple, indica 5 quiebres estadísticamente significativos. Complementariamente, el estadístico de maximización doble (DMAX) en los enfoques escalados y ponderados en función de los valores críticos calculados por Bai y Perron (2003), aseguran la existencia de por lo menos un quiebre estadísticamente significativo, hasta donde el valor maximizado es claramente superior al crítico, que favorece la hipótesis alternativa y rechaza la hipótesis nula de cero quiebres estructurales.
- En el portafolio 1 y 2 que corresponden al consumo de bienes durables, no durables, al por mayor, al por menor, manufactura, energía y servicios públicos, el F-estadístico secuencial y múltiple, indica 5 quiebres estadísticamente significativos. Complementariamente, el estadístico de maximización doble (DMAX) en los enfoques escalados y ponderados en función de los valores críticos calculados por Bai y Perron (2003), aseguran la existencia de por lo menos tres y cuatro quiebres (respectivamente) estadísticamente significativos en el enfoque ponderado, hasta donde el valor maximizado es claramente superior al crítico, lo cual favorece la hipótesis alternativa y rechaza la hipótesis nula de cero quiebres estructurales.

Tabla 1. Numero mínimo de quiebres estructurales estadísticamente significativos.

Estadísticos Portafolios	Quiebres estructurales estadísticamente significativos		
	Maximización secuencial	Maximización múltiple	DMAX
Portafolio 1	5	5	4
Portafolio 2	5	5	3
Portafolio 3	5	5	1
Portafolio 4	5	5	1
Portafolio 5	5	5	1

Nota: Nivel de significancia de 0.05

Fuente: Elaboración propia.

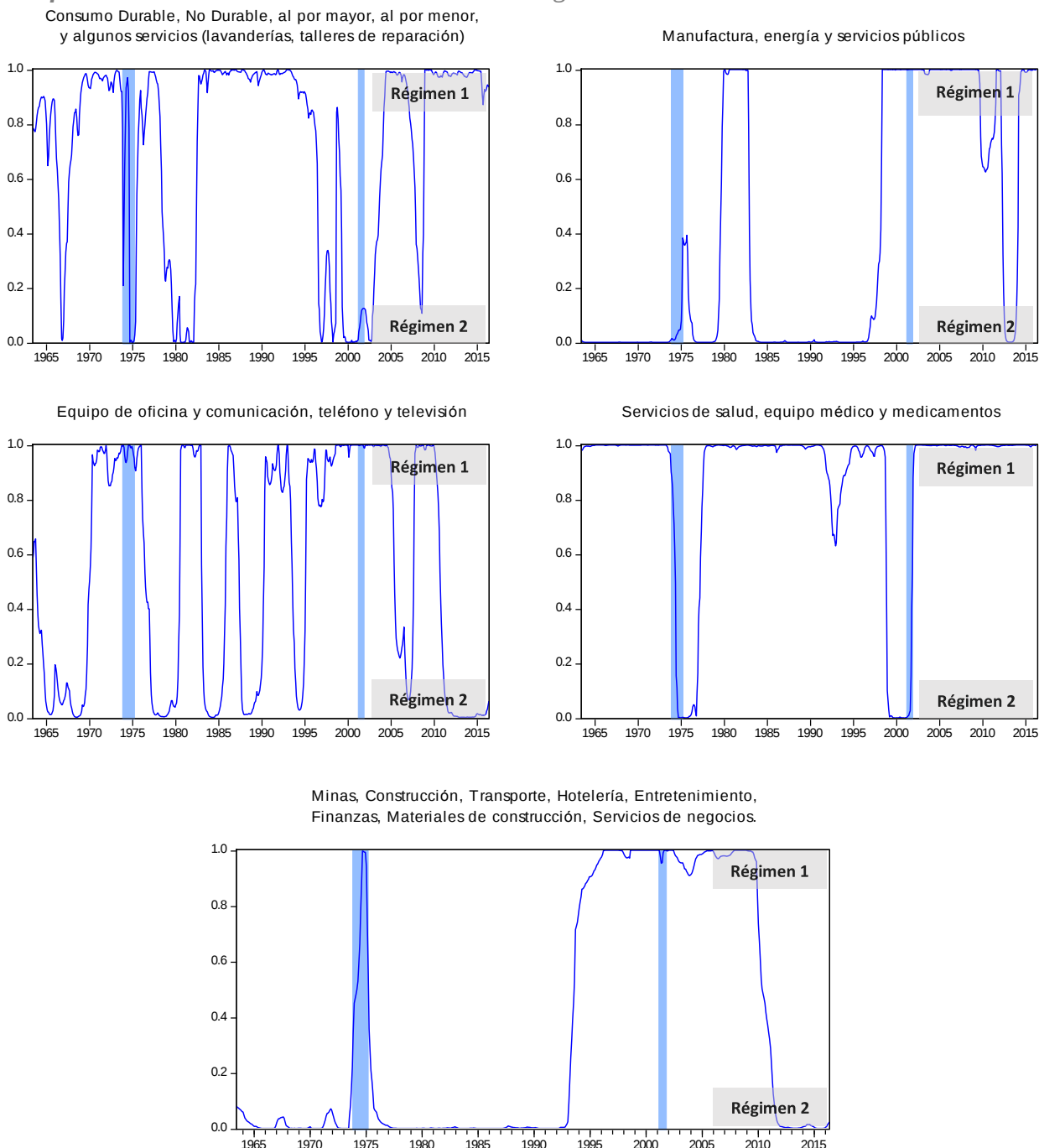
(**Nota:** las estimaciones de test BAI-PERRON están disponibles en la sección 2 del apéndice.)

Con base al ejercicio anterior, se le da cumplimiento parcial al objetivo principal, que demanda analizar la estabilidad en el tiempo de los coeficientes que acompañan los 5 factores que explican el retorno medio para 5 portafolios que contienen todos los subsectores del sector industrial de EE.UU.

Dicho lo anterior, el siguiente paso, es la consecución de la metodología **Markov-switching**. La estrategia de utilizar esta metodología, es con la intención de ir más allá del ejercicio simple de ejecutar regresiones o construir modelos con el ánimo de predecir. No obstante, sigue siendo válido tomar en consideración este estudio, como soporte para construir una cartera óptima que tenga en cuenta las condiciones imperantes del mercado o las condiciones subyacentes de la economía, que se manifiestan, influyendo en la probabilidad de estar en determinado régimen. En virtud de lo que hace falta por tener en cuenta del objetivo principal, se obtienen las siguientes estimaciones que ilustra el gráfico 1, utilizando la metodología mencionada y estudiada en el capítulo 4. En este gráfico se presenta la probabilidad suavizada –a lo largo del tiempo durante los 21 años que recoge la muestra para los 5 subsectores– de

que la cadena Markov no observada para el modelo de conmutación este en un régimen en particular en el periodo t , condicionada a toda la información anterior.

Gráfico 1. Probabilidad suavizada de cambio de régimen



Nota: se supone como categoría base el régimen 2; es decir, un aumento de la probabilidad de transición circunscribe el comportamiento de los parámetros en la situación económica que supone el régimen 1 y una disminución de la probabilidad se enmarca en las condiciones que supone el régimen 2.

Fuente: Elaboración propia.

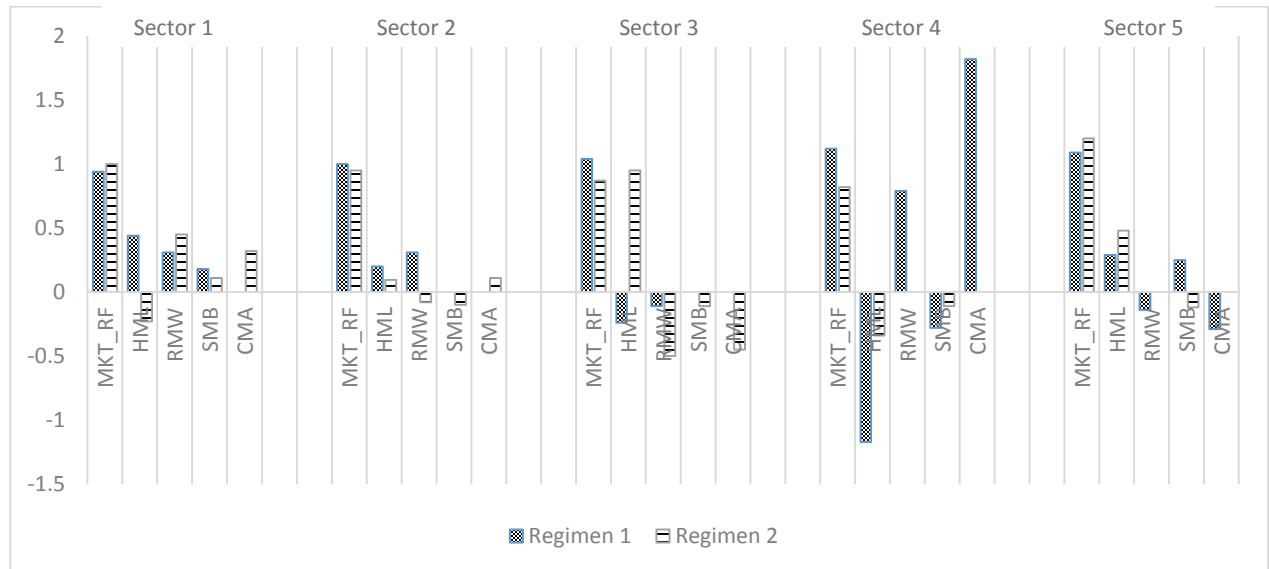
Este resultado, es susceptible de ser interpretado teniendo en cuenta la matriz de transición de probabilidad y anotando que en su derivación se flexibiliza el supuesto de homocedasticidad entre regímenes y se considera como único regresor de probabilidad una constante, puesto que se tienen probabilidades de transición de régimen invariantes en el tiempo. En este orden de ideas, para el subsector 1 de la gráfica, existe una probabilidad de persistencia entre regímenes relativamente alta y complementariamente una probabilidad de transición relativamente baja entre ambos regímenes, sin embargo, la poca diferencia favorece más al régimen 1 que al 2; lo cual, se confirma con la correspondiente duración esperada en el régimen 1 que es aproximadamente de 42 meses, en contraste para el régimen 2, que es de 16 meses. Para los restantes subsectores, los resultados son similares, sin embargo, cabe anotar las diferencias en la duración esperada en determinado régimen:

- Subsector 2: 107 meses aproximadamente en el régimen 1 y 67 en el régimen 2
- Subsector 3: 32 meses aproximadamente en el régimen 1 y 35 en el régimen 2
- Subsector 4: 195 meses aproximadamente en el régimen 1 y 25 en el régimen 2
- Subsector 5: 76 meses aproximadamente en el régimen 1 y 178 en el régimen 2

(Nota: los resultados de la matriz de transición de probabilidad se pueden apreciar en la sección 4 del apéndice)

Adicionalmente, también se analiza el cambio de los coeficientes de los factores en función de dar cumplimiento al objetivo secundario. El gráfico 2, muestra el resultado del comportamiento de los coeficientes en cada régimen para cada subsector. Una necesidad que solventa el ejercicio, es la determinación de cuáles parámetros cambiaron y en cuánto cambiaron, es decir, qué factores siguen siendo o se vuelven relevantes para la estructuración del portafolio de inversión.

Gráfico 2. Participación de los factores en cada régimen para cada sector industrial.



Nota: las barras con líneas horizontales hacen referencia a los coeficientes de cada factor (MKT_RF, HML, RMW, SMB y CMA) para el régimen 2, mientras que las grises muestran los coeficientes de cada factor para el régimen 1.

Fuente: Elaboración propia.

De este modo, es posible analizar la significancia estadística y económica de los parámetros en cada régimen. Es destacable para cada sector lo siguiente:

- Sector 1: los coeficientes de los factores son positivos y significativos en ambos regímenes, con excepción del factor CMA que no es significativo en el régimen 2 y el factor HML que pasa a ser negativo.
- Sector 2: los factores SMB y CMA en el régimen 1 no son estadísticamente significativos; y en el régimen 2 el factor SMB es negativo y el factor RMW pasa de ser positivo a negativo.
- Sector 3: los factores SMB y CMA en el régimen 1 no son significativos y en el régimen 2 son negativos, el factor RMW se conserva negativo en ambos regímenes y el factor HML pasa de ser negativo a ser positivo en el régimen 2 con una significativa participación en la determinación del rendimiento medio.
- Sector 4: el factor CMA no es estadísticamente significativo en el régimen 2 pero en el régimen 1 sí lo es y, adicionalmente, es el que mayor incidencia tiene sobre la determinación del rendimiento medio. Los factores HML y SMB se conservan

negativos en ambos regímenes, aunque tienen mayor incidencia en el régimen 1. El factor RMW no es estadísticamente significativo en el régimen 2.

- Sector 5: los factores RMW y CMA no son estadísticamente significativos en el régimen 2 y el factor SMB pasa a ser negativo.

En términos generales, es un factor común que el factor CMA no sea significativo en el régimen 1 para los sectores 1, 2 y 3, pero sí en el régimen 2. Para los sectores 4 y 5 pasa lo contrario. El factor SMB es negativo en el régimen 2 para los sectores 2, 3, 4 y 5. El factor de mercado es significativo en todos los sectores y para ambos regímenes. Para los sectores 2, 3 y 4, cuando hay cambio de régimen la importancia del factor de mercado disminuye un poco y en los sectores 1 y 5 aumenta. Adicionalmente en el gráfico 2 se permite observar la importancia relativa de cada factor en cada régimen por el tamaño de las barras.

Tabla 2. Tabla de significancia estadística.

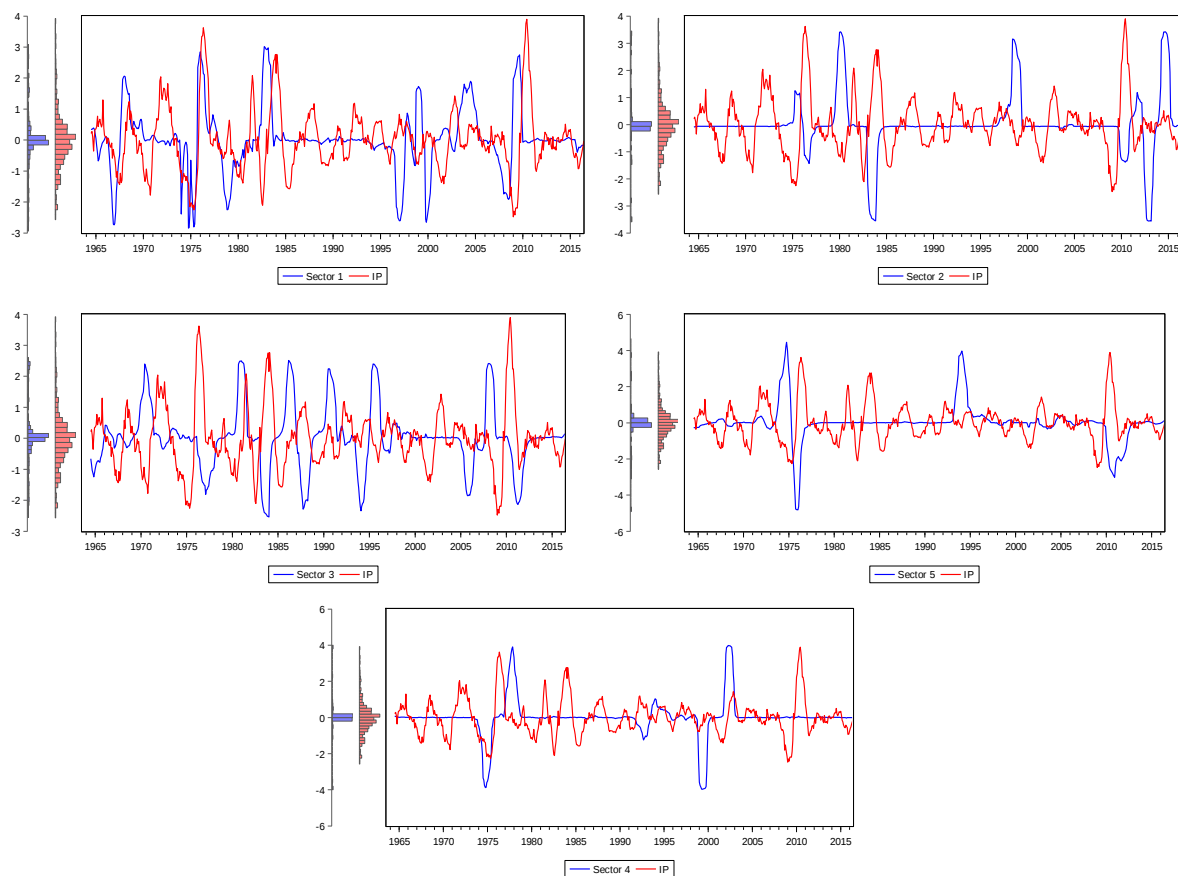
SECTOR FACTOR	Régimen 1					Régimen 2				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
MKT_RF	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
HML	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
RMW	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
SMB	SI	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
CMA	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO

Fuente: Elaboración propia.

Ahora bien; de acuerdo con lo expuesto anteriormente, se espera que las condiciones subyacentes de la economía influyan en la probabilidad de cambio de régimen; por lo tanto, para enriquecer el análisis es necesario involucrar una tercera variable que funcione como fuente de información y recoja el comportamiento cíclico de la economía. Así, se utiliza el índice de producción (IP) como variable de contraste macroeconómico para estudiar el grado de sincronización de los ciclos económicos con la probabilidad de cambio de régimen.

Una primera muestra del posible grado de asociación entre los ciclos económicos y la probabilidad de cambiar de régimen, se vislumbra en el gráfico 3.

Gráfico 3. Probabilidad de transición entre regímenes e IP estandarizado y diferenciado.



Nota: las dos series en los 5 paneles, son el resultado de un proceso de estandarización en desviaciones y diferenciación anual. El origen de la serie azul corresponde a la probabilidad de transición entre regímenes y la serie roja corresponde al comportamiento del IP. En ambos casos el periodo de referencia va desde agosto de 1963 hasta julio de 2016

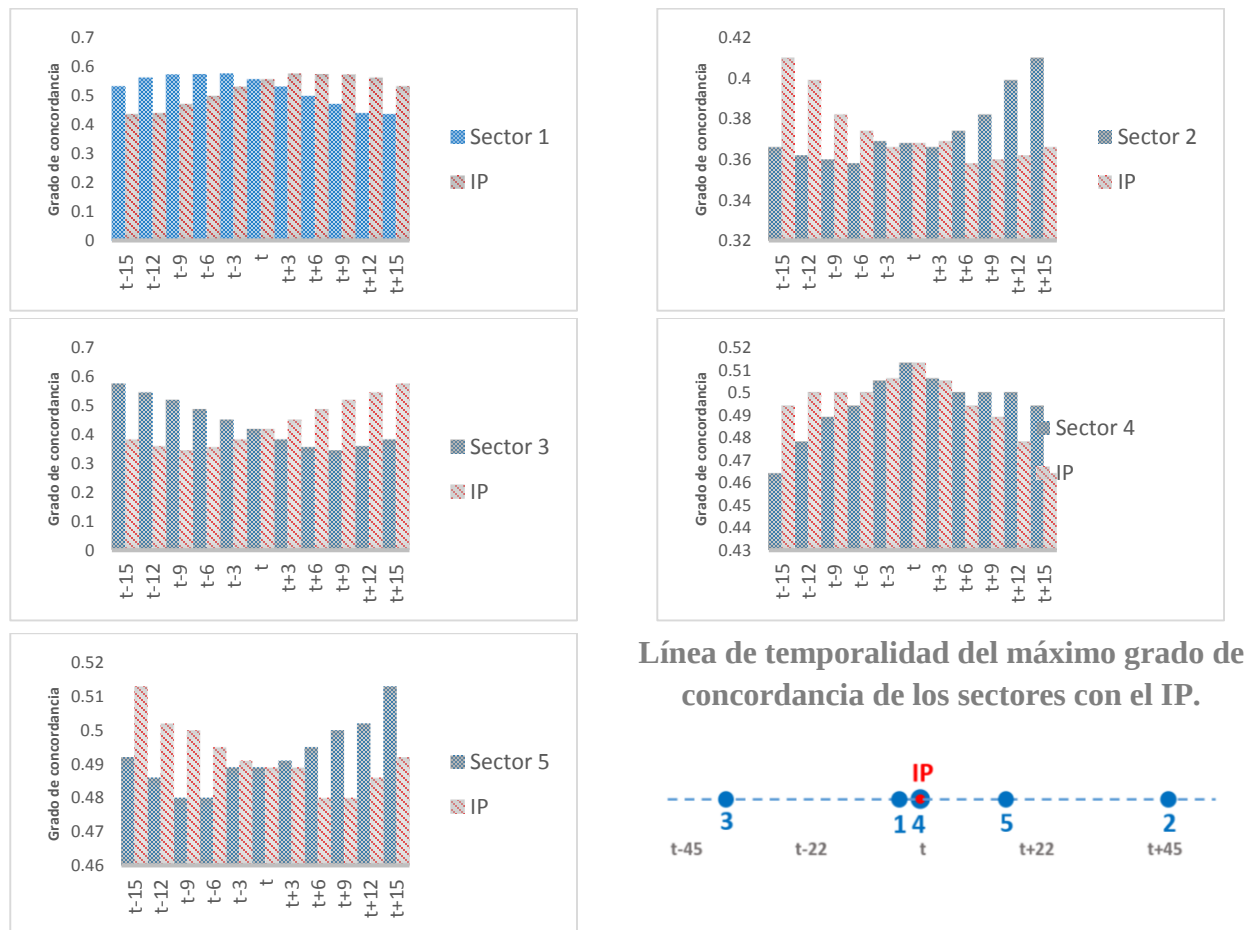
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 3 se obtiene estandarizando las series, en desviaciones y diferenciando anualmente cada una. En cada panel del gráfico 3, se sobrepone el subsector con el IP en los términos mencionados. Esto con el fin de analizar la posibilidad de que existan grados de sincronización o concordancia entre ambas series, en menor o mayor magnitud con rezagos en el IP o en el subsector.

El grado de sincronización se obtiene mediante el estadístico de Harding-Pagan, y básicamente es el porcentaje de coincidencia entre dos series para cada momento t , de estar por encima o por debajo de su media. El análisis se hace más interesante cuando se estudia la sincronización con rezago de alguna de las series, porque, esta opción permite conocer si el ciclo económico antecede, procede o es contemporáneo a las fases de la dinámica de cada sector. El gráfico 4 es una muestra de ello. En los 5 paneles del gráfico 4, se puede evidenciar las siguientes características (cada panel está discriminado por el nombre del sector):

- [Panel 1 y 4] El panel 1 muestra que el 55% de las veces el “ciclo económico” (el IP) y el sector 1 se encuentran en la misma fase. Ahora bien, teniendo en cuenta rezagos y adelantos, se observa que el mayor grado de sincronización tiende a ser contemporáneo, es decir, su valor máximo (58%) se obtiene sin superar 1 trimestre de rezago o de adelanto del sector o del IP, respectivamente. En el panel 4 la situación es análoga, aunque más contundente, el mayor grado de sincronización (51%) efectivamente es absolutamente contemporánea la relación o el comportamiento del sector con el IP.
- [Panel 2, 3 y 5] En el panel 2, 3 y 5 la situación es diferente. En el panel 2, el mayor grado de sincronización (53%) se alcanza rezagando el IP 15 trimestres (3 años y 9 meses), lo cual significa que un aumento (o disminución) en el IP induce posteriormente (aprox. 15 trimestres después) a un aumento (o disminución) en la probabilidad suavizada de pasar del régimen 2 al régimen 1 (ver gráfico 1). En el panel 5, en términos generales, sucede exactamente lo mismo con la excepción de que el grado máximo (52%) de sincronización se alcanza rezagando el IP 6 trimestres (1 año y 6 meses). En el caso del panel 3, pasa lo contrario al panel 2 y 5, a pesar de que el máximo nivel de concordancia no es contemporáneo, se obtiene, pero regazando 13 trimestres (3 años y tres meses) la probabilidad suavizada de cambio de régimen para el sector 3 y no el IP, lo cual indica, que aumentos (o disminuciones) en la probabilidad suavizada de pasar del régimen 2 al régimen 1, inducen posteriormente (aprox. 13 trimestres después) aumentos (o disminución) en el IP.

Gráfico 4. Estadístico de Harding-Pagan entre la probabilidad de transición y el IP



Nota: Las barras con trama de color azul hacen referencia al estadístico de sincronización con rezagos en la probabilidad de transición entre regímenes, mientras que las rojas muestran el estadístico con rezago del índice de producción.

Fuente: Elaboración propia.

Si bien, en principio podemos observar que hay concordancia entre la probabilidad de transición y cambios alrededor de la media del IP, aproximaciones alrededor del 50%, no son suficientes para declarar una influencia generalizada en el 100% del periodo estudiado. No obstante, es importante tener en cuenta que analizar la concordancia sobre la base del 100% del periodo, subestima la dinámica compleja que atraviesa la correspondencia de las dos series, por lo tanto, no se descartan motivos de invarianza en el tiempo y la necesidad de modelar condicionando la relación a intervalos de tiempo específicos o ventanas de tiempo.

Algunos acontecimientos históricos concretos del ciclo económico pueden ser considerados dentro del 50% de evidencia que confirman las aseveraciones hechas en términos de concordancia, por ejemplo, podemos considerar 2 fechas específicas donde la economía norteamericana ha tenido comportamiento recesivo; R1: [1973 M11 – 1975 M3] y R2: [2001 M3 – 2001 M11] (ver gráfico 1); las cuales permiten concluir el ajuste de temporalidad para cada sector respecto al IP en esas dos fechas.

Por otra parte, para los sectores 1 y 4, al ser contemporáneos en concordancia al comportamiento del IP (sin desconocer la debilidad de obtener resultados alrededor del 50%), tienden a ser procíclicos, puesto que una disminución de la probabilidad de estar en el régimen 2 coincide con el IP cuando está por debajo de su media (tendencia a la recesión). Podemos mostrar evidencia complementaria de la consistencia de ese señalamiento; por ejemplo, en el gráfico 5, se puede apreciar con base en Litvak, Hofschire y Emsbo (2014) que en circunstancias recesivas los subsectores industriales, consumo de productos básicos y productos de cuidado de salud, son procíclicos. En nuestro ejercicio, los sectores que comprenden estos rubros son el 1 y 4, y su comportamiento responde al mismo patrón. Para los otros subsectores no se hacen precisiones con base al gráfico 5 dado que, la temporalidad no es contemporánea al comportamiento del IP y adicionalmente, los otros sectores son agregados que combinan los otros ocho sectores del gráfico y se dificulta separar los efectos.

Gráfico 5. Desempeño relativo del retorno de 10 subsectores del sector industrial con relación a las fases del ciclo económico.

Sector	Early	Mid	Late	Recession
Financials	+			-
Consumer Discretionary	++		--	
Technology	+	+	--	--
Industrials	++	+		--
Materials		--	++	-
Consumer Staples	-		+	++
Health Care	-		++	++
Energy	--		++	
Telecom	--			++
Utilities	--	-	+	++

Aprox. Sector 1

Aprox. Sector 4

Nota: la tabla indica la consistencia entre 10 subsectores del sector industrial de E.E.U.U. con la relación a las fases del ciclo económico. El sentido de la correlación se manifiesta con el signo y el doble signo significa mayor grado de correlación que el signo sencillo.

Fuente: Asset allocation framework. (The Business Cycle Approach to Equity Sector Investing. Septiembre 2014).

VII. CONCLUSIONES.

Se encontró suficiente evidencia a partir del estadístico Bai y Perron (1998, 2003) sobre la existencia de no linealidad en los parámetros asociados al modelo de valoración de activos Fama y French (2015) aplicado a 5 portafolios que comprenden todo el sector industrial de E.E.U.U. Adicionalmente, se capturó esta no linealidad usando un modelo de regímenes estocásticos. En este modelo también se flexibiliza el supuesto de homocedasticidad entre regímenes y se considera como único regresor de probabilidad una constante, puesto que se suponen probabilidades de transición de régimen invariantes en el tiempo. De este modo se da cumplimiento al objetivo principal del estudio y se proporciona una herramienta para que el inversionista/consumidor valore mejor los activos, y logre construir una cartera óptima para estabilizar su consumo intertemporal, que tenga en cuenta las condiciones cambiantes del mercado. Estas condiciones se manifiestan influyendo en la probabilidad de estar en un

determinado régimen. En correspondencia con el objetivo secundario, los coeficientes de los factores HML, RMW, SMB y CMA cambian considerablemente entre regímenes (tanto en magnitud como en significancia estadística) y en términos generales se puede resaltar que el factor de mercado es significativo en todos los sectores y para ambos regímenes, con la diferencia de que en los sectores 2, 3 y 4, cuando hay un cambio de régimen, su importancia relativa disminuye, y en los sectores 1 y 5 aumenta.

También se presenta que el factor CMA no es significativo en el régimen 1 para los sectores 1, 2 y 3, pero si en el régimen 2. Los retornos de los sectores 2, 3, 4 y 5, en el régimen 2 se ajustan a patrones de comportamiento que están estrechamente relacionados con los de empresas que tienen tamaño pequeño de capitalización bursátil.

Al final del ejercicio metodológico se analiza la sincronización entre el IP y la probabilidad de cambio de régimen. Si bien, en principio podemos observar que hay concordancia entre la probabilidad de transición y cambios alrededor de la media del IP, aproximaciones alrededor del 50%, no son suficientes para declarar una influencia generalizada en el 100% del periodo estudiado. No obstante, es importante tener en cuenta que analizar la concordancia sobre la base del 100% del periodo, subestima la dinámica compleja que atraviesa la correspondencia de las dos series. Todo parece indicar que para ciertos periodos persiste un comportamiento homogéneo, pero en otros, se difumina. Por lo tanto, no se descartan motivos de no invarianza en el tiempo y la necesidad de considerar futuros estudios donde se modele condicionando la relación a intervalos de tiempo específicos o ventanas de tiempo, que permitan adicionalmente connotar y revelar los acontecimientos macroeconómicos subyacentes para realizar complementariamente un análisis fundamental.

Este trabajo es relevante en la medida que intenta anexar evidencia empírica al trabajo hecho por Fama y French (1994), que igualmente no desconoce e insiste en la existencia de periodos de auge y recesión del ciclo económico, subyacentes al portafolio de industria con base a lo que manifiesta el análisis de concordancia. No obstante, como se menciona, es necesario un estudio más detallado que explote la capacidad del estadístico de concordancia.

Lo que si se logra es medir con mejor ajuste y una mayor precisión la exposición de los retornos esperados del sector industrial a los factores propuestos por Fama y French (2015) al tener en cuenta la no linealidad en los parámetros. También, se demuestra de manera

contundente que todos los factores aproximadamente son no lineales –en la medida que son significativos estadísticamente en ambos regímenes– y no solo el factor HML como lo sugiere Fama y French (1992).

Bibliografía.

AHARONI, G., GRUNDY, B., ZENG, Q.: Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: revisiting the Fama French analysis. *Journal of Financial Economics* 110, 347–357 (2013).

BAI, J. y P. PERRON.: Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* 66, 47–78 (1998).

BAI, J. y P. PERRON.: Critical values for multiple structural change tests. *Econometrics* 6, pp. 72–78 (2003).

H. KENT BAKER y GREG FILBECK.: *Portfolio Theory and Management*. Published in print: 2013, Published Online: May. 2013. ISBN: 9780199829699. (2013)

BALL, R.: Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. *J. Financ. Econ.* 6(2), 103–126 (1978)

BANSAL, R y YARON, A.: Risks for the long run: a potential resolution of asset pricing puzzles. *J. Finance* 59(4), 1481–1509 (2004)

BANZ, R.W.: The relationship between return and market value of common stocks. *J. Financ. Econ.* 9(1), 3–18 (1981)

BASU, S.: Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: a test of the efficient market hypothesis. *J. Finance* 12(3), 129–156 (1977)

BERKMAN, HENK, BEN JACOBSEN, y JOHN B. LEE.: “Time-Varying Rare Disaster Risk and Stock Returns.” *Journal of Financial Economics* 101:2, 313–332 (2011).

BHANDARI L.C.: Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. *J. Finance* 43(2), 507–528 (1988)

BLACK, F., JENSEN, M.C., SCHOLES, M.: The capital asset pricing model: some empirical tests. In: Jensen, M.C. (ed.) *Studies in the Theory of Capital Markets*, pp. 79–121. Praeger, New York (1972)

BREEDEN, D.: An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *J. Financ. Econ.* 7(3), 265–296 (1979)

CAMPBELL, JOHN Y., y COCHRANE, JOHN H.: “By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior.” *Journal of Political Economy* 107:2, 205–251 (1999).

CHORDIA, T., SHIVAKUMAR, L.: Momentum, business cycle, and time-varying expected returns. *J. Finance* 57(2), 985–1019 (2002)

COCHRANE, JOHN H.: *Asset Pricing*. Princeton, NJ: Princeton University Press (2005).

CONSTANTINIDES, GEORGE M.: "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle." *Journal of Political Economy* 98:3, 519–543 (1990).

DIACOGIANNIS, P. G.: *Financial Management: A Modeling Approach using Spreadsheets*. McGraw-Hill Book Company (1994).

DOUGLAS, G.W.: Risk in the equity markets: an empirical appraisal of market efficiency. *Yale Econ. Essays* 9, 3–45 (1969)

EPSTEIN, LARRY G., y STANLEY E. ZIN.: "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework." *Econometrica* 57:4, 937–968 (1989).

FAMA, E.F. y FRENCH, K.R.: The cross section of expected stock returns. *J. Finance* 47(2), 427–465 (1992)

FAMA, E.F. y FRENCH, K.R.: Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *J. Financ. Econ.* 33(1), 3–56 (1993)

FAMA, E. F. y FRENCH, K. R.: Industry costs of equity. Working paper, Graduate School of Business, University of Chicago, Chicago, IL (1994).

FAMA, E. F. y FRENCH, K. R.: Industry costs of equity. *Journal of Financial Economics*, 43(2), 153-193 (1997).

FAMA, E.F. y FRENCH, K.R.: Size, value, and momentum in international stock returns. CRSP Working paper No. 11-10 (2011)

FAMA, E.F. y FRENCH, K.R.: A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics* 116 (2015) 1–22 (2015).

FAMA, E.F. y MACBETH, J.D.: Risk, return and equilibrium: empirical tests. *J. Polit. Econ.* 81(3), 607–636 (1973)

FAMA, EUGENE F.: "Efficient Capital Markets: II." *Journal of Finance* 46:5, 1575–1617 (1991).

FERSON, WAYNE E., y GEORGE M. CONSTANTINIDES.: "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption." *Journal of Financial Economics* 29:2, 199–240 (1991).

GIBBONS, M. R.: Multivariate test of financial models: A new approach. *Journal of Financial Economics*, 10: 3-27 (1982).

GOLDFELD, S.M., QUANDT, R.E.: A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics* 1, 3-16 (1973).

HAMILTON, J.D.: A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* 57, 357–384 (1989).

HANSEN, L.P., JAGANNATHAN, R.: Assessing specification errors in stochastic discount factor models. *J. Finance* 52(2), 557–590 (1997).

HARDING, DON y PAGAN, ADRIAN.: Synchronization of Cycles. *Journal of econometrics*, Vol. 132, No. 1, pp. 59-79 (2006).

HUSSAIN, S. I., y TOMS, S.: Industry Returns, Single and Multifactor Asset Pricing Tests. SSRN eLibrary (2002).

JAGANNATHAN, R. y WANG, Z.: The conditional CAPM and the cross section of expected returns. *J. Finance* 51(1), 3–53 (1996)

JEGADEESH, N., TITMAN, S.: Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *J. Finance* 48(1), 65–92 (1993)

JEGADEESH, N., TITMAN, S.: Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations. *J. Finance* 56(2), 699–720 (2001)

LETTAU, M., LUDVIGSON, S.: Resurrecting the (C)CAPM: a cross-sectional test when risk premia are timevarying. *J. Polit. Econ.* 109(6), 1238–1287 (2001b)

LINTNER, J.: The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Rev. Econ. Stat.* 47(1), 13–37 (1965a).

LINTNER, J.: Security prices, risk and maximal gains from diversification. *J. Finance* 20(4), 587–616 (1965b).

LITVAK, HOFSCHEIRE y EMSBO (2014). Asset allocation framework. The Business Cycle Approach to Equity Sector Investing. (2014).

LIU, L.X., ZHANG, L.: Momentum profits, factor pricing, and macroeconomic risk. *Rev. Financ. Stud.* 21(6), 2417–2448 (2008)

LONG, JOHN JR.: “Stock Prices, Inflation, and the Term Structure of Interest Rates.” *Journal of Financial Economics* 1:2, 131–170 (1974).

MARKOWITZ, H.: *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, New York: Wiley (1959).

MERTON, R.C.: An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica* 41(5), 867–887 (1973)

MILLER, M.M. y SCHOLES, M.: Rates and return in relation to risk: a re-examination of some recent findings. In: Jensen, M.C. (ed.) *Studies in the Theory of Capital Markets*, pp. 47–78. Praeger, New York (1972)

MILLER, M., MODIGLIANI, F.: Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *Journal of Business* 34, 411–433 (1961).

VON NEUMANN, J., y MORGENSTERN, O.: *Theory of Games and Economic Behavior* 3rd (ed.) Princeton: Princeton University Press (1953).

NOVY-MARX, R.: The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics* 108, 1–28 (2013).

PARKER, J.A., JULLIARD, C.: Consumption risk and the cross section of expected returns. *J. Polit. Econ.* 113(1), 185–222 (2005)

RODRÍGUEZ ROSA LÓPEZ.: Modelos intertemporales de valoración de activos: análisis empírico para el caso español. *Revista Española de Economía*. 14, nº 2, 189-213 (1997).

ROSENBERG, B., REID, K. y LANSTEIN, R.: Persuasive evidence of market inefficiency. J. Portf. Manag. 11(Spring), 9–17 (1985).

RUBINSTEIN, MARK.: The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options. Bell Journal of Economics 7:2, 407–425 (1976).

SHANKEN, J.: Multivariate proxies and asset pricing relations: living with the roll critique. J. Financ. Econ. 18(1), 91–110 (1987)

SHARPE, WILLIAM F.: Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, Journal of Finance, 19 (3), 425–442 (1964)

STATTMAN, D.: Book values and stock returns. Chicago MBA J. Sel. Pap. 4, 25–45 (1980)

TOBIN, J.: Liquidity Preferences as Behavior Towards Risk. Review of Economic Studies, 25: 65 – 86 (1958).

WEIL, PHILIPPE.: “The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle.” Journal of Monetary Economics 24:3, 401–421 (1989).

Anexos.

- **Sección 1**

HIPÓTESIS: Existe no linealidad en los parámetros asociados al modelo de valoración de activos **Fama y French (2015)**, producto de la influencia de regímenes económicos de distinta naturaleza en la dinámica subyacente de las series que componen los 5 factores explicativos, que se utilizan para caracterizar el retorno medio de 5 portafolios que contienen todos los subsectores del sector industrial de E.E.U.U.

PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA: Existen estados ocultos (no observables) en la economía, que cambian en el tiempo, y estos afectan la valoración que los agentes hacen de su inversión, y por tanto la relación entre las variables que miden la utilidad marginal y el precio o retorno medio de un portafolio de activos financieros. Considerar modelos de valoración basados en el supuesto de un patrón de comportamiento lineal en los parámetros sin objetar su cumplimiento estricto, es un error de predicción que se traduce en administración inadecuada de un inversionista que se propone estructurar un portafolio óptimo para estabilizar su consumo intertemporal.

OBJETIVO PRINCIPAL: Analizar la estabilidad en el tiempo de los coeficientes que acompañan a los 5 factores que explican el retorno medio para 5 portafolios que contienen todos los subsectores del sector industrial de EE.UU. Se supone que las condiciones de mercado afectan las decisiones subyacentes de los agentes, dispuestos a optimizar su consumo intertemporal y esto se manifiesta cuando cambia la relación en el tiempo entre retorno medio de un activo y los 5 factores que define el modelo de **Fama y French (2015)**.

OBJETIVO SECUNDARIO: Evaluar si la significancia estadística de los 5 factores que definen el modelo de **Fama y French (2015)**, es sensible al cambio de régimen.

PREGUNTAS DE INVESTIGACIÓN

P1. ¿Los coeficientes que explican la relación de los factores con el retorno medio son constantes en el tiempo (los últimos 30 años), es decir los parámetros del modelo son lineales?

P2. ¿Es posible identificar y vincular la existencia de regímenes económicos subyacentes a la valoración de activos, al comportamiento recesivo o expansivo de la economía de EE.UU. en los últimos 30 años?

JUSTIFICACIÓN DE LA INVESTIGACIÓN: El estudio es significativo en la medida que asegura un mejor ajuste para reducir la incertidumbre cuando se estiman las variaciones en los retornos de un activo financiero, que actúa como medio de ahorro para garantizar un nivel de consumo intertemporal. Esto se reflejará en mayores posibilidades de suavizamiento del consumo entre períodos para los participantes del mercado, y por tanto en un mayor bienestar para el consumidor/inversionista. El comportamiento de los precios de los activos es de interés para canalizar de forma óptima el ahorro individual para la jubilación y es una de las principales preocupaciones de la industria de servicios financieros.

MARCO TEÓRICO: El marco teórico que se plantea obedece estrictamente a establecer correspondencia entre las variables que miden la utilidad marginal y el retorno medio de un portafolio de activos financieros.

METODOLOGÍA Y JUSTIFICACIÓN EN FUNCIÓN DE LOS OBJETIVOS: En *primer lugar*; se implementa el estadístico de Bai y Perron (1998, 2003) para identificar previamente los posibles múltiples cambios estructurales en un modelo lineal; en *segundo lugar*, se ejecuta el modelo de Regímenes Cambiantes Estocásticos (RCE), donde su desarrollo natural, consiste básicamente en estimar los coeficientes del vector de parámetros del modelo y la matriz de probabilidad de transición para cada régimen, de forma recursiva mediante la función de máxima verosimilitud condicional a los datos observados. Ahora bien, para lograr el objetivo secundario, simplemente se observan los valores y la significancia estadística para cada coeficiente en cada régimen. Con lo hecho hasta el momento en términos metodológicos, permitiría responder la primera pregunta de investigación. Para resolver la segunda pregunta de investigación, (en *tercer lugar*) hacemos uso del estadístico de concordancia Harding y Pagan (2006), que se calcula al final para analizar la sincronización entre variables macroeconómicas y la probabilidad de cambio de régimen.

RESPUESTAS A LAS PREGUNTAS DE INVESTIGACIÓN: Al aplicar el estadístico Bai y Perron (1998, 2003) se rechaza la hipótesis nula de cero quiebres estructurales. Adicionalmente, con la consecución de la metodología **Markov-switching**, a través de la matriz de transición de probabilidad, se encuentra que los posibles regímenes son no absorbentes; y el índice de producción (IP) está parcialmente sincronizado con la probabilidad de transición, según el estadístico de concordancia HARDING-PAGAN (2006).

FUTUROS ESTUDIOS: Analizar la concordancia entre las dos series (IP y probabilidad de cambio de régimen) condicionando la relación a intervalos de tiempo específicos o ventanas de tiempo, que permitan adicionalmente connotar y revelar los acontecimientos macroeconómicos subyacentes para realizar complementariamente un análisis fundamental; evitando subestimar la dinámica compleja y variante que atraviesa la correspondencia de las dos series cuando se toma incondicionalmente el 100% de los datos en el periodo considerado.

• **Sección 2**

Multiple breakpoint tests				
Bai-Perron tests of 1 to M globally determined breaks				
Date: 11/05/16 Time: 18:53				
Sample: 1963M07 2016M06				
Included observations: 636				
Breaking variables: MKT_RF HML RMW SMB CMA C				
Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05				
Sequential F-statistic determined breaks:				5
Significant F-statistic largest breaks:				5
UDmax determined breaks:				1
WDmax determined breaks:				4
Breaks	F-statistic	Scaled F-statistic	Weighted F-statistic	Critical Value
1 *	9.040382	54.24229	54.24229	20.08
2 *	7.968984	47.81390	55.27354	17.37
3 *	7.868127	46.00876	59.29756	15.58
4 *	7.648148	45.88889	66.29128	13.90
5 *	5.872718	35.23631	59.25838	11.94
UDMax statistic*		54.24229	UDMax critical value**	20.30
WDMax statistic*		66.29128	WDMax critical value**	21.86
* Significant at the 0.05 level.				
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.				
Estimated break dates:				
1: 2003M11				
2: 1975M04, 1983M06				
3: 1975M04, 1983M06, 2004M06				
4: 1975M04, 1983M06, 1993M12, 2003M04				
5: 1975M04, 1983M06, 1991M09, 2000M09, 2008M08				

Tabla 1. Estadístico de Bai y Perron (1998, 2003) para modelo de 5 factores Fama y French (2015), con portafolio del sector 1.

Multiple breakpoint tests				
Bai-Perron tests of 1 to M globally determined breaks				
Date: 11/05/16 Time: 18:55				
Sample: 1963M07 2016M06				
Included observations: 636				
Breaking variables: MKT_RF HML RMW SMB CMA C				
Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05				
Sequential F-statistic determined breaks:				5
Significant F-statistic largest breaks:				5
UDmax determined breaks:				1
WDmax determined breaks:				3
Breaks	F-statistic	Scaled F-statistic	Weighted F-statistic	Critical Value
1 *	10.19661	61.17965	61.17965	20.08
2 *	9.268029	55.59617	64.27007	17.37
3 *	8.958007	53.15284	68.50507	15.58
4 *	7.519445	45.11667	65.17574	13.90
5 *	6.049985	36.29991	61.04709	11.94
UDMax statistic*		61.17965	UDMax critical value**	20.30
WDMax statistic*		68.50507	WDMax critical value**	21.86
* Significant at the 0.05 level.				
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.				
Estimated break dates:				
1: 1982M10				
2: 1998M06, 2008M07				
3: 1982M08, 1998M06, 2008M07				
4: 1974M11, 1982M10, 1998M06, 2008M07				
5: 1974M11, 1982M10, 1991M02, 1999M04, 2008M07				

Tabla 2. Estadístico de Bai y Perron (1998, 2003) para modelo de 5 factores Fama y French (2015), con portafolio del sector 2.

Multiple breakpoint tests
Bai-Perron tests of 1 to M globally determined breaks
Date: 11/05/16 Time: 18:55
Sample: 1963M07 2016M06
Included observations: 636
Breaking variables: MKT_RF HML RMW SMB CMA C
Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05

Sequential F-statistic determined breaks:	5
Significant F-statistic largest breaks:	5
UDmax determined breaks:	1
WDmax determined breaks:	1

Breaks	F-statistic	Scaled F-statistic	Weighted F-statistic	Critical Value
1 *	20.69395	124.1637	124.1637	20.08
2 *	16.13658	96.81950	111.9249	17.37
3 *	12.28302	73.69814	94.98451	15.58
4 *	9.821800	58.93080	85.13169	13.90
5 *	7.795851	46.77511	78.66367	11.94

UDMax statistic*	124.1637	UDMax critical value**	20.30
WDMax statistic*	124.1637	WDMax critical value**	21.86

* Significant at the 0.05 level.
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Estimated break dates:
1: 1993M03
2: 1993M05, 2002M05
3: 1982M03, 1994M03, 2002M05
4: 1972M08, 1982M02, 1994M03, 2002M05
5: 1972M08, 1982M03, 1992M06, 2000M05, 2008M06

Tabla 3. Estadístico de Bai y Perron (1998, 2003) para modelo de 5 factores Fama yFrench (2015), con portafolio del sector 3.

Multiple breakpoint tests
Bai-Perron tests of 1 to M globally determined breaks
Date: 11/05/16 Time: 18:56
Sample: 1963M07 2016M06
Included observations: 636
Breaking variables: MKT_RF HML RMW SMB CMA C
Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05

Sequential F-statistic determined breaks:	5
Significant F-statistic largest breaks:	5
UDmax determined breaks:	1
WDmax determined breaks:	1

Breaks	F-statistic	Scaled F-statistic	Weighted F-statistic	Critical Value
1 *	13.16252	78.97511	78.97511	20.08
2 *	10.43298	62.59790	72.36418	17.37
3 *	8.795888	52.77533	68.01852	15.58
4 *	7.335753	44.01452	63.58356	13.90
5 *	6.765755	40.59453	68.26953	11.94

UDMax statistic*	78.97511	UDMax critical value**	20.30
WDMax statistic*	78.97511	WDMax critical value**	21.86

* Significant at the 0.05 level.
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Estimated break dates:
1: 1998M10
2: 1998M10, 2008M07
3: 1974M10, 1998M10, 2008M07
4: 1980M06, 1989M06, 1998M10, 2008M07
5: 1972M06, 1980M06, 1989M06, 1998M10, 2008M07

Tabla 4. Estadístico de Bai y Perron (1998, 2003) para modelo de 5 factores Fama y French (2015), con portafolio del sector 4.

Multiple breakpoint tests
Bai-Perron tests of 1 to M globally determined breaks
Date: 11/05/16 Time: 18:56
Sample: 1963M07 2016M06
Included observations: 636
Breaking variables: MKT_RF HML RMW SMB CMA C
Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05

Sequential F-statistic determined breaks:	5
Significant F-statistic largest breaks:	5
UDmax determined breaks:	1
WDmax determined breaks:	1

Breaks	F-statistic	Scaled F-statistic	Weighted F-statistic	Critical Value
1 *	25.00796	150.0477	150.0477	20.08
2 *	16.53400	93.20398	107.7453	17.37
3 *	12.44729	74.68374	96.25479	15.58
4 *	10.09616	60.57699	87.50978	13.90
5 *	8.338670	50.03202	84.14095	11.94

UDMax statistic*	150.0477	UDMax critical value**	20.30
WDMax statistic*	150.0477	WDMax critical value**	21.86

* Significant at the 0.05 level.
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Estimated break dates:
1: 1993M03
2: 1993M03, 2001M06
3: 1978M05, 1993M03, 2001M06
4: 1971M10, 1984M06, 1993M03, 2001M06
5: 1971M10, 1979M10, 1992M06, 2000M08, 2008M07

Tabla 5. Estadístico Bai y Perron (1998, 2003) para modelo de 5 factores Fama y French (2015), con portafolio del sector 5.

Sección 3

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Regime 1				
MKT_RF	0.941251	0.039955	23.55778	0.0000
HML	0.435131	0.074379	5.850157	0.0000
RMW	0.306336	0.067609	4.530979	0.0000
SMB	0.178375	0.044373	4.019895	0.0001
CMA	-0.039421	0.097634	-0.403764	0.6864
C	-0.213655	0.165639	-1.289886	0.1971
LOG(SIGMA)	0.562719	0.071254	7.897348	0.0000
Regime 2				
MKT_RF	1.021421	0.018064	56.54497	0.0000
HML	-0.228784	0.041766	-5.477705	0.0000
RMW	0.452130	0.055257	8.182302	0.0000
SMB	0.105895	0.030019	3.527605	0.0004
CMA	0.321805	0.062378	5.158964	0.0000
C	-0.031756	0.070284	-0.451828	0.6514
LOG(SIGMA)	0.234507	0.039309	5.965733	0.0000
Transition Matrix Parameters				
P11-C	2.712184	0.581871	4.661140	0.0000
P21-C	-3.722199	0.569202	-6.539329	0.0000
Mean dependent var	0.602626	S.D. dependent var	4.532098	
S.E. of regression	1.550229	Sum squared resid	1494.796	
Durbin-Watson stat	1.827974	Log likelihood	-1143.248	
Akaike info criterion	3.645434	Schwarz criterion	3.757515	
Hannan-Quinn criter.	3.688950			

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Regime 1				
MKT_RF	0.954195	0.013149	72.56669	0.0000
HML	0.095991	0.029616	3.237755	0.0012
RMW	-0.082938	0.037944	-2.185761	0.0288
SMB	-0.100154	0.018469	-5.422794	0.0000
CMA	0.113845	0.043358	2.625721	0.0086
C	-0.026099	0.052614	-0.496041	0.6199
LOG(SIGMA)	-0.128520	0.046140	-2.785419	0.0053
Regime 2				
MKT_RF	0.999384	0.038090	26.23714	0.0000
HML	0.200908	0.067609	2.971624	0.0030
RMW	0.311371	0.070472	4.418366	0.0000
SMB	0.022590	0.054813	0.412138	0.6802
CMA	0.097874	0.098556	0.993076	0.3207
C	-0.063278	0.162496	-0.389415	0.6970
LOG(SIGMA)	0.839188	0.052727	15.91563	0.0000
Transition Matrix Parameters				
P11-C	4.664785	0.620175	7.521722	0.0000
P21-C	-4.198819	0.652335	-6.438296	0.0000
Mean dependent var	0.530991	S.D. dependent var	4.315642	
S.E. of regression	1.597473	Sum squared resid	1587.293	
Durbin-Watson stat	1.974455	Log likelihood	-1072.954	
Akaike info criterion	3.424385	Schwarz criterion	3.536466	
Hannan-Quinn criter.	3.467901			

Tabla 1. Markov-switching para modelo de 5 factores Fama y French (2015); con portafolio del sector 1.

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Regime 1				
MKT_RF	0.941813	0.027724	33.97146	0.0000
HML	-0.267585	0.071540	-3.740368	0.0002
RMW	0.060008	0.074521	0.805249	0.4207
SMB	-0.095660	0.041291	-2.316713	0.0205
CMA	-0.207494	0.092417	-2.245188	0.0248
C	0.081436	0.093768	0.868484	0.3851
LOG(SIGMA)	0.254403	0.057384	4.433298	0.0000
Regime 2				
MKT_RF	0.986599	0.032617	30.24760	0.0000
HML	-0.204813	0.059100	-3.465542	0.0005
RMW	-0.551263	0.061371	-8.982497	0.0000
SMB	-0.014115	0.042823	-0.328845	0.7423
CMA	-0.305754	0.091176	-3.353439	0.0008
C	0.449193	0.143593	3.128244	0.0018
LOG(SIGMA)	0.848756	0.045471	18.66605	0.0000
Transition Matrix Parameters				
P11-C	3.443909	0.475089	7.248971	0.0000
P21-C	-3.537022	0.461312	-7.667318	0.0000
Mean dependent var	0.506619	S.D. dependent var	5.452147	
S.E. of regression	1.959260	Sum squared resid	2387.670	
Durbin-Watson stat	2.073986	Log likelihood	-1297.595	
Akaike info criterion	4.130708	Schwarz criterion	4.242789	
Hannan-Quinn criter.	4.174225			

Tabla 3. Markov-switching para modelo de 5 factores Fama y French (2015), con portafolio del sector 3.

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Regime 1				
MKT_RF	1.092141	0.017367	62.88717	0.0000
HML	0.286546	0.044129	6.483445	0.0000
RMW	-0.137637	0.057286	-2.402615	0.0163
SMB	0.246486	0.028869	8.538040	0.0000
CMA	-0.297457	0.058753	-4.978070	0.0000
C	-0.042458	0.068766	-0.617425	0.5370
LOG(SIGMA)	0.224627	0.035862	6.263612	0.0000
Regime 2				
MKT_RF	1.198421	0.031511	38.03178	0.0000
HML	0.483653	0.051977	9.305192	0.0000
RMW	0.081020	0.057856	1.400383	0.1614
SMB	-0.116100	0.039352	-2.950295	0.0032
CMA	0.043185	0.075487	0.572086	0.5673
C	-0.308783	0.130806	-2.360611	0.0182
LOG(SIGMA)	0.542415	0.053622	10.11561	0.0000
Transition Matrix Parameters				
P11-C	5.179964	0.780570	6.636132	0.0000
P21-C	-4.320581	0.692676	-6.237521	0.0000
Mean dependent var	0.522091	S.D. dependent var	5.284435	
S.E. of regression	1.470347	Sum squared resid	1344.714	
Durbin-Watson stat	1.969333	Log likelihood	-1127.665	
Akaike info criterion	3.596431	Schwarz criterion	3.706511	
Hannan-Quinn criter.	3.639947			

Tabla 5. Markov-switching para modelo de 5 factores Fama y French (2015), con portafolio del sector 5.

Tabla 2. Markov-switching para modelo de 5 factores Fama y French (2015); con portafolio del sector 2.

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Regime 1				
MKT_RF	1.124605	0.114762	9.799420	0.0000
HML	-1.172059	0.187521	-6.250298	0.0000
RMW	0.794383	0.192433	4.128102	0.0000
SMB	-0.284983	0.127229	-2.239919	0.0251
CMA	1.827430	0.282773	6.462538	0.0000
C	-0.849227	0.508674	-1.669490	0.0950
LOG(SIGMA)	1.344573	0.067430	15.37883	0.0000
Regime 2				
MKT_RF	0.829392	0.028120	29.49472	0.0000
HML	-0.336450	0.066940	-5.026156	0.0000
RMW	0.053649	0.074924	0.716053	0.4740
SMB	-0.118036	0.041745	-2.827607	0.0047
CMA	-0.100510	0.086240	-1.165477	0.2438
C	0.480708	0.114488	4.198764	0.0000
LOG(SIGMA)	0.872021	0.034634	25.17840	0.0000
Transition Matrix Parameters				
P11-C	3.216589	0.682731	4.711353	0.0000
P21-C	-5.268997	0.793877	-6.637043	0.0000
Mean dependent var	0.683866	S.D. dependent var	4.854519	
S.E. of regression	2.734789	Sum squared resid	4651.994	
Durbin-Watson stat	1.978071	Log likelihood	-1509.512	
Akaike info criterion	4.797209	Schwarz criterion	4.909289	
Hannan-Quinn criter.	4.840725			

Tabla 4. Markov-switching para modelo de 5 factores Fama y French (2015), con portafolio del sector 4.

- Sección 4

Equation: UNTITLED
Date: 11/06/16 Time: 00:40
Transition summary: Constant Markov transition probabilities and expected durations
Sample: 1963M07 2016M06
Included observations: 636

Constant transition probabilities:
 $P(i, k) = P(s(t) = k | s(t-1) = i)$
(row = i / column = j)

	1	2
1	0.976391	0.023609
2	0.062263	0.937737

Constant expected durations:

	1	2
	42.35623	16.06096

Tabla 1. Matriz de transición de probabilidad y duración promedio de cada régimen para el sector 1

Equation: UNTITLED
Date: 11/06/16 Time: 01:33
Transition summary: Constant Markov transition probabilities and expected durations
Sample: 1963M07 2016M06
Included observations: 636

Constant transition probabilities:
 $P(i, k) = P(s(t) = k | s(t-1) = i)$
(row = i / column = j)

	1	2
1	0.990661	0.009339
2	0.014798	0.985202

Constant expected durations:

	1	2
	107.0818	67.57624

Tabla 2. Matriz de transición de probabilidad y duración promedio de cada régimen para el sector 2

Equation: UNTITLED
Date: 11/06/16 Time: 01:38
Transition summary: Constant Markov transition probabilities and expected durations
Sample: 1963M07 2016M06
Included observations: 636

Constant transition probabilities:
 $P(i, k) = P(s(t) = k | s(t-1) = i)$
(row = i / column = j)

	1	2
1	0.969053	0.030947
2	0.028276	0.971724

Constant expected durations:

	1	2
	32.31298	35.36570

Tabla 3. Matriz de transición de probabilidad y duración promedio de cada régimen para el sector 3

Equation: UNTITLED
Date: 11/06/16 Time: 01:39
Transition summary: Constant Markov transition probabilities and expected durations
Sample: 1963M07 2016M06
Included observations: 636

Constant transition probabilities:
 $P(i, k) = P(s(t) = k | s(t-1) = i)$
(row = i / column = j)

	1	2
1	0.994878	0.005122
2	0.038535	0.961465

Constant expected durations:

	1	2
	195.2184	25.95054

Tabla 4. Matriz de transición de probabilidad y duración promedio de cada régimen para el sector 4

Equation: UNTITLED
Date: 11/06/16 Time: 05:06
Transition summary: Constant Markov transition probabilities and expected durations
Sample: 1963M07 2016M06
Included observations: 636

Constant transition probabilities:
 $P(i, k) = P(s(t) = k | s(t-1) = i)$
(row = i / column = j)

	1	2
1	0.986878	0.013122
2	0.005599	0.994401

Constant expected durations:

	1	2
	76.20856	178.5938

Tabla 5. Matriz de transición de probabilidad y duración promedio de cada régimen para el sector 5