

Testing the Capital Asset Pricing Model on New York Stock Exchange: 1900 to 1925

Stefanny Quesada Navarro

8 de febrero de 2017

UNIVERSIDAD DE COSTA RICA

ESCUELA DE ECONOMIA

LICENCIATURA EN ECONOMIA

**TESTING THE CAPITAL ASSET PRICING MODEL ON NEW YORK STOCK EXCHANGE: 1900
TO 1925**

STEFANNY QUESADA NAVARRO

SAN PEDRO, COSTA RICA

FEBRERO, 2017

UNIVERSIDAD DE COSTA RICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

Acta #02-01-17

Acta de la Sesión 02-01-17 del Comité Evaluador de la Escuela de Economía, celebrada miércoles 25 de enero de 2017, con el fin de proceder a la Defensa del Trabajo Final de Graduación de **Stefanny Quesada Navarro, carné A94913**, quien optó por la modalidad de: Seminario de Graduación. Presentes: Dr. Leonardo Garnier Rímolo, quien presidió; Dr. Miguel Cantillo Simón, como Tutor; M.Sc. Anabelle Ulate Quirós, como Lectora; Dr. José Cordero Peña, como Lector y Dr. Álvaro Ramos Chaves, quien actuó como Secretario de la Sesión.

Artículo 1

El Presidente informa que el expediente de la estudiante postulante, contiene todos los documentos que el Reglamento exige. Declara que ha cumplido con todos los requisitos del Programa de la Carrera de Licenciatura en *Economía*.

Artículo 2

La estudiante hizo la exposición del Trabajo Final titulado “**Testing the Capital Asset Pricing Model on New York Stock Exchange: 1900 to 1925**”.

Artículo 3

Terminada la disertación, los miembros del Comité Evaluador, interrogan a la postulante en el tiempo reglamentario. Las respuestas fueron satisfactorias en opinión del Comité.
(satisfactorias/insatisfactorias)

Artículo 4

Concluido el interrogatorio, el Tribunal procedió a deliberar

Artículo 5

Efectuada la votación, el Comité Evaluador consideró el Trabajo Final de Graduación Satisfactorio, y lo declaró aprobado.
(Satisfactorio/insatisfactorio) (aprobado/no aprobado)

Artículo 6

El presidente del Comité Evaluador comunicó en público a la aspirante, el resultado de la deliberación y la declaró Licenciada en Economía.

Se le indicó la obligación de presentarse al Acto Público de Juramentación. Luego se dio lectura al acta que firmaron los miembros del Comité y la estudiante a las 19:25 horas.



Dr. Leonardo Garnier Rímolo
Director a.i.



Stefanny Quesada Navarro, carné A94913
Postulante



Dr. Miguel Cantillo Simón
Tutor del Trabajo



M.Sc. Anabelle Ulate Quirós
Lectora



Dr. José Cordero Peña
Lector



Dr. Álvaro Ramos Chaves
Secretario de la Sesión

Según lo establecido en el Reglamento de Trabajos Finales de Graduación, artículo 39 "... En caso de trabajos sobresalientes; si así lo acuerdan por lo menos cuatro de los cinco miembros del Comité, se podrá conceder una aprobación con distinción".



Se aprueba con Distinción

Observaciones:

Índice General

1. Introducción.....	1
2. Metodología.....	3
2.1 Test del Modelo de Series de Tiempo.	4
2.2 Datos.....	7
2.3 Aplicación del Test de Series de Tiempo para el periodo 1900-1925.	10
3. Caso I: tasa libre de riesgo de Estados Unidos.	11
4. Caso II: tasa libre de riesgo de Inglaterra.	16
5. Conclusiones.....	19
6. Anexos.....	21
7. Bibliografía.	24

Resumen

Este artículo pretende validar el cumplimiento o incumplimiento del Capital Asset Pricing Model (CAPM) propuesto por William Sharpe. Para esto se hizo uso del test de series de tiempo propuesto por Black Jensen y Scholes (BJS), utilizando datos mensuales de los precios de los activos inscritos en la Bolsa de 1900 a 1925, el cual consiste en desarrollar el Método de Agrupación y correr la regresión de la ecuación del CAPM. Esta investigación brinda información valiosa al utilizar datos previos a los utilizados por BJS, lo cual no sólo permite encontrar similitudes o diferencias, sino también brindar evidencia de que la valoración de un activo cambia de manera constante, el cual es un proceso complejo que depende de otros factores más allá del riesgo de mercado de un activo.

The purpose of this research is to test the Capital Asset Pricing Model (CAPM) developed by William Sharpe in 1964. This is by using the time series tests proposed by Black Jensen and Scholes (BJS), with monthly data of the prices of all securities listed on the New York Stock Exchange in the period 1900 to 1925. The test consist of developing the Grouping Procedure and running the regression of the CAPM equation. This research provides valuable information by using data prior to that used by BJS, which not only allows for finding similarities or differences, but also provides evidence that the pricing of an asset changes steadily, which is a complex process that depends on other factors beyond the systematic risk of an asset.

Introducción

En 1952, Markowitz establece lo que hoy en día es la base para la valoración de activos (1952). En su documento titulado “Portfolio Selection”, indica que la selección de cartera se puede dividir en dos pasos: con base en la historia se crea una expectativa de lo que sucederá con el rendimiento del activo y, a partir de las expectativas de los rendimientos futuros se elige una cartera. La teoría que desarrolla se enfoca en este segundo paso.

De esta forma, con base en una serie de supuestos (inversionistas racionales, varianza y covarianza de los rendimientos es conocida, individuos maximizan la utilidad esperada, el mercado es perfecto y no existe posibilidad de endeudamiento en la economía), Markowitz desarrolla un sistema de ecuaciones que brindan como resultado la relación entre riesgo-rendimiento según la ponderación que se decida darle a cada uno de los títulos de la posible cartera. Así, se construye la frontera eficiente, la cual muestra todas aquellas combinaciones donde se maximiza el rendimiento (media) y se minimiza el riesgo (varianza), por tanto, a partir de la cartera de mínima varianza, se establece aquellas que son eficientes, es decir, únicamente las que se ubican por encima de la cartera de mínima varianza.

Posteriormente, James Tobin (1958) con base en la teoría de demanda de dinero de Keynes, específicamente de que los agentes demandan dinero por motivos especulativos para así generar ganancia, decide alterar el supuesto utilizado por Markowitz estableciendo que en este caso es posible prestar o pedir prestado dinero a una tasa de interés libre de riesgo (activos con riesgo cero). De esta forma, los inversionistas pueden invertir en este tipo de activos o en los que sí tienen riesgos asociados.

Al desarrollar la teoría, Tobin encuentra que las combinaciones de un activo libre de riesgo con un activo con riesgo son combinaciones lineales, lo cual significa que al realizar el gráfico de media-varianza de Markowitz, se obtiene una línea recta, la cual se le conoce como Línea de Transformación. Así, cuando se grafica la frontera eficiente de Markowitz versus la Línea de Transformación o Línea de Mercado de Capitales (CML por sus siglas en inglés), Tobin indica que el punto de tangencia entre ambos gráficos es la cartera que tiene el mayor rendimiento con el menor riesgo.

Para 1964, William Sharpe indicaba a la hora de analizar el riesgo de un activo se debía pensar en el riesgo diversificable y el de mercado, donde el diversificable se refiere al riesgo que cada activo tiene dadas sus características, por lo que se puede diversificar incluyendo más activos; mientras que el de mercado no es diversificable. Por ende, Sharpe indicaba que el rendimiento esperado de un título dependía de un factor de mercado de manera lineal, y que era este el más importante ya que el riesgo específico podía ser nulo si se gestionaba de manera correcta el portafolio.

A la teoría planteada por Sharpe, se le conoce como el modelo CAPM o lo que es lo mismo, Capital Asset Pricing Model. En esta, el rendimiento de un activo viene determinado por la tasa libre de riesgo y la rentabilidad adicional del inversionista por asumir cierto nivel de riesgo, así como el beta, el cual recoge la

volatilidad de mercado o riesgo de mercado. Cuando el beta toma valores entre 0 y 1, el título en cuestión tiene menor riesgo que el mercado; si es mayor a uno, el título es más riesgoso que el mercado; si es menor a cero significa que es un título refugio y, si es igual a cero, el entorno esperado será el rendimiento del activo libre de riesgo, lo cual significa que el activo es de libre riesgo. Al graficar la ecuación del CAPM, se obtiene la Línea de Mercado de Títulos (SML), la cual muestra el precio de equilibrio de un activo dado el nivel de riesgo llamado beta.

Debido a que el modelo CAPM es sencillo, ha sido bien acogido en el campo de valoración de activos, al recoger las principales variables que se pueden tener en cuenta para realizar una valoración. De esta forma, se han desarrollado diversos estudios en distintos mercados, en diferentes periodos de tiempo, con el fin de comprobar la validez del modelo, encontrando autores que validan el mismo y por otro lado, autores que rechazan la forma tradicional del modelo.

Así, Linter (1965) realiza un estudio econométrico en datos de corte transversal del modelo CAPM, para lo cual incluyó una variable que aproximara el riesgo diversificable, la cual fue los residuos del Modelo de Mercado. Los resultados que obtuvo fueron contradictorios a los del CAPM, al mostrar que el nivel de significancia de la variable del riesgo diversificable era alta, lo cual significaba que en efecto los inversionistas tuvieran que preocuparse por ambos tipos de riesgo.

Los resultados anteriores fueron ratificados en 1972 por Black, Jensen y Scholes (BJS), en el cual a través de distintos tests para validar el modelo CAPM con datos de la Bolsa de New York, para el periodo 1926 a 1965, encuentran que aunque existe una relación lineal entre el rendimiento esperado y el beta, el modelo no se cumple completamente.

En 1973 Fama y MacBeth por medio de un análisis de corte transversal, encuentran que la hipótesis de que el modelo de dos factores se cumple no puede ser rechazada. Así, concluyen con base en datos de la Bolsa de New York, para el periodo 1926-1968, que existe tensión entre el riesgo y rendimiento de un activo, que la relación entre el rendimiento esperado y el riesgo es lineal y, que no existe otra medida de riesgo más que el de mercado que afecte a los activos.

Por otro lado, Roll (1977) realiza un amplio análisis en el cual critica los test realizados al modelo CAPM, alegando que no se puede desarrollar una prueba para comprobar la validez de éste debido a que ello implicaría conocer el rendimiento del mercado, lo cual a su vez implicaría contemplar la cartera de mercado, es decir, todos los activos riesgosos de la economía, lo cual no es medible ni observable.

A partir de aquí, se empiezan a desarrollar estudios argumentando que el beta no es suficiente para explicar el rendimiento de un activo, por lo que desarrollan modelos con más factores, con el fin de explicar de mejor manera el rendimiento esperado de un título. Al respecto, Fama y French (1993) realizan un estudio para el periodo 1941-1990, en el cual indican que la beta como variable explicativa del rendimiento esperado era muy débil, encontrando que variables como tamaño y la razón valor en libros versus valor de mercado, tenían un alto

poder explicativo en los rendimientos esperados de los activos considerados.

Como se menciona anteriormente, la teoría de media varianza ha sido de las más importantes, pues a partir de ella se construyen distintos modelos que son utilizados para la valoración de activos. Se observa que debido a su sencillez, el modelo CAPM ha sido de los más utilizados y por tanto, el que distintos autores han tratado de validar. Entre ellos se mencionó el trabajo de Black, Jensen y Scholes, el cual debido a su importancia se pretende profundizar en este documento, ya que al igual que otros autores, se desea validar el modelo CAPM para la Bolsa de New York, utilizando datos del periodo 1900-1925.

Mclean y Pontiff (2016) desarrollan una investigación con el fin de determinar si existen diferencias con los rendimientos que predicen distintos modelos, utilizando para ello datos previos a la publicación del modelo y, datos posterior a la publicación. Así, encuentran que existen diferencias entre los factores que predicen algunos modelos versus los rendimientos reales obtenidos tanto en un periodo después de la muestra que se utilizó pero previa a la publicación, como en el periodo después de la publicación. Los autores plantean como hipótesis que dichas diferencias pueden deberse a sesgos estadísticos (errores propios en la investigación que pueden provocar relaciones espurias) así como un proceso de aprendizaje del desajuste de precios por parte de los inversionistas a partir de las investigaciones realizadas.

En línea con los hallazgos de Mclean y Pontiff, se identifica la importancia de validar los resultados de los modelos que se desarrollan para periodos distintos a los utilizados en la investigación, debido a que de esta forma se podrían detectar errores (relaciones espurias) o incluso, cambios en los patrones de la valoración de activos. Así, el realizar el test de validación del modelo CAPM para un periodo distinto al utilizado por BJS, el cual además ha sido poco estudiado, permitiría ampliar el panorama con respecto a la validez del CAPM así como disminuir los posibles errores en la conclusión de las pruebas de validación por la minería de datos; en este caso, al comparar los resultados del test para el periodo 1900 a 1925 versus los obtenidos por BJS con base en el periodo 1926 a 1966.

Metodología

Como se indicó anteriormente, el objetivo de este documento es realizar la prueba en series de tiempo propuesta por Black, Jensen y Scholes en 1972, con el fin de comprobar la validez del modelo CAPM con datos de la bolsa de New York para el periodo 1926 a 1966. El modelo CAPM se basa en los siguientes supuestos:

1. Los inversionistas son aversos al riesgo y maximizan su utilidad.
2. Pueden elegir portafolios basados en el principio media-varianza.
3. No hay impuestos ni costos de transacción.

4. Las expectativas de los inversionistas son homogéneas en cuanto a los parámetros de la distribución de los retornos de los activos.
5. Los inversionistas pueden prestar y pedir prestado a una tasa de interés dada libre de riesgo.

Así, el principal resultado del modelo es la relación entre el premio por riesgo esperado de un activo y su riesgo de mercado, es decir:

$$E(Z_i) = E(Z_m) \beta_i \quad (1)$$

Donde las variables son aleatorias y:

- $E(Z_i) = \frac{E(P_t) - P_{t-1} + E(D_t)}{P_{t-1}} - r_{ft}$ corresponde al exceso de retornos esperados sobre el activo j th.
- D_t es el dividendo pagado al activo j th en el momento t .
- r_{ft} es la tasa de interés del activo libre de riesgo.
- $E(Z_m)$ se define como el exceso de retorno esperado sobre el portafolio de mercado, el cual constituye aquel portafolio conformado por la inversión en todos los activos de la economía.
- $\beta_i = \frac{cov(Z_i, Z_m)}{\sigma^2(Z_m)}$ es el riesgo sistémico del activo j th, el cual representa la volatilidad de mercado.

A partir de la ecuación 1 se identifica la relación proporcional entre el exceso de retorno de un activo y el beta. Definiendo α_i como:

$$\alpha_i = E(Z_i) - E(Z_m) \beta_i \quad (2)$$

Así, a partir de 1 y 2 se obtendría que para todo activo, si el CAPM de Sharpe es cierto, α_i es igual a cero. Hasta aquí se tiene el principal resultado del modelo CAPM, el cual como se explicó, ha sido ampliamente utilizado por su sencillez en la valoración de activos y la relación clara entre el retorno esperado y el riesgo de mercado.

Debido a los principales tests desarrollados para la validación de la relación expuesta en la ecuación 1, los cuales fueron mencionados en la sección anterior, BJS deciden realizar tests adicionales con el fin de validar el modelo con metodologías que corrigieran algunos sesgos que habían presentado estudios previos.

Test del Modelo de Series de Tiempo

BJS plantean el modelo usando series de tiempo. Así, indican que la ecuación 1 debe ser expresada en términos de retornos realizados y no esperados (para poder realizar la regresión), para lo cual hacen uso de la ecuación de retornos del modelo de mercado propuesta por Markowitz (1952) y desarrollada por Sharpe (1964):

$$Z_i = E(Z_i) + \beta_i Z'_m + e_i \quad (3)$$

Donde $Z'_m = Z_m - E(Z_m)$ es el exceso de retorno de mercado no esperado y, tanto Z'_m como e_i son variables normalmente distribuidas que satisfacen:

$$E(Z'_m) = 0$$

$$E(e_i) = 0$$

$$E(Z'_m e_i) = 0$$

Estas especificaciones del modelo de mercado fueron validadas por Fama (1969) y Blume (1968) con una amplia base de datos de activos de la New York Stock Exchange (NYSE). El único supuesto que fue violado fue el de normalidad. Lo anterior debido a que los residuos parecían ajustarse a los miembros de la varianza infinita y, a la clase estable de distribuciones; lo cual para autores como Press (1967) responde a la no estacionariedad de las distribuciones.

No obstante, Wise (1963) mostró que la estimación de β_i de la ecuación 3 por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) es insesgada pero no eficiente aún cuando no haya varianza. Simulaciones realizadas por Blattberg y Sargent (1971) indican que el método de MCO no es totalmente inapropiado en presencia de distribuciones estables de varianza infinita. Por tanto, en el test de BJS se asume una distribución normal de las variables, pero manteniendo la precaución a la hora de interpretar las pruebas de significancia.

Si se sustituye $E(Z_i)$ de la ecuación (3) en (1), se obtiene:

$$Z_i = Z_m \beta_i + e_i \quad (4)$$

Los rendimientos en la ecuación 4 son observados en el periodo que se esté estudiando. Si un activo fuese valorado según la ecuación 1 en un periodo corto de tiempo (un mes por ejemplo), entonces se podría testear el modelo tradicional agregando un intercepto α_i a la ecuación 4 y condicionar cada variable al periodo t , es decir:

$$Z_{it} = \alpha_i + \beta_i Z_{mt} + e_{it} \quad (5)$$

Si 1, 3 y 5 se cumple, el intercepto α_i será cero, lo cual significaría que la forma tradicional del modelo CAPM-ecuación 1- se cumple. Por tanto, una forma de testear el modelo consiste en correr la regresión 5 para un instrumento, sobre un periodo de tiempo, y así, testear si el α_i es significativamente distinto de cero. En caso que lo fuese, se estaría concluyendo que no se cumple la forma tradicional del CAPM, es decir, la validez del modelo sería rechazada.

El test anterior es apropiado cuando se desea realizar la prueba para un activo en específico, sin embargo, si se deseara realizar el test para un grupo de activos, BJS indican que hay que realizar otro procedimiento. Como e_{it} no es transversalmente independiente y puede tener sesgos de medición, realizar una

estimación de 5 utilizando todos los activos produciría resultados incorrectos. Por tanto, un procedimiento que resuelve el problema de no independencia de los residuos es realizar el test en datos agrupados, es decir, formar portafolios o grupos con base en los títulos que conforman la base de datos y, proceder a estimar la ecuación 5 en cada uno de ellos, definiendo Z_{kt} como el retorno promedio de todos los activos en el portafolio kth en el momento t.

Dada la definición de Z_{kt} , β_k representaría el riesgo promedio de los activos que conforman el portafolio k, mientras que α_k sería su intercepto promedio. Debido a que la varianza de los residuos de esta regresión incorporan los efectos de cualquier interdependencia transversal en el error e_{it} entre los títulos de cada portafolio, el error estándar del intercepto α_k incorpora apropiadamente la no independencia de e_{it} .

Adicionalmente, BJS mencionan que se desea realizar la agrupación de portafolios de tal forma que se maximice la dispersión del coeficiente β_k . Si se utilizara β_i para realizar un ranking entre los activos y así proceder a agruparlos, se estaría introduciendo un error de selección en el procedimiento debido a que aquellos activos que conformarían el portafolio con el mayor beta experimentarían una tendencia positiva en la medida de los errores de sus β_i y por tanto, introducirían un sesgo positivo en β_k (riesgo estimado del portafolio) así como un sesgo negativo en su intercepto alfa (de manera homóloga sucedería para portafolios con riesgo bajo).

Con el objetivo de evitar el sesgo anterior, los autores proponen utilizar una variable instrumental altamente correlacionada con β_i y que sea observada de manera independiente, la cual viene dada por un β estimado de manera independiente para cada portafolio a partir de datos anteriores (5 años de información previa). Así, en el momento en que se estime el riesgo para cada grupo con datos no utilizados en la agrupación, los errores de estas estimaciones serán independientes de los errores de los coeficientes utilizados en el ranking y por tanto, los coeficientes β_k y α_k serían coeficientes insesgados.

Con la creación de la variable instrumental, en este caso el β_k , los autores proceden a calcular la ecuación 5 para cada empresa, con los betas obtenidos ordenan cada base con los betas de mayor a menor y así, realizan la agrupación de las empresas en 10 portafolios, donde el primero de ellos tiene las empresas con los betas más altos y el último con los betas más bajos, definido el tamaño de cada portafolio como la división entre la cantidad de empresas por año y el número de portafolios a crear, en este caso 10.

Una vez conformados los portafolios para cada uno de los años del periodo de estudio, los autores indican que se debe calcular el rendimiento obtenido por cada una de las empresas en los 12 meses posteriores y, calcular el rendimiento promedio por portafolio. Al finalizar dicho proceso, se obtendrá una base de datos conformada por el rendimiento de cada portafolio de manera mensual, para todo el periodo bajo estudio. Con estos datos, se calculó la ecuación 5 para cada portafolio. Con los resultados de estas regresiones, los autores realizan los análisis con respecto a la validez del test, así, realizan el siguiente cálculo:

$$\sum_{i=1}^N \frac{\alpha_{ki}}{N(1 - \beta_k)} = 0 \quad (6)$$

En caso que la hipótesis de que dicha sumatoria es igual a cero es rechazada, se estaría indicando que la forma tradicional del modelo no se cumple.

Datos

El estudio se llevó a cabo con datos de precios y dividendos de las empresas listadas en la Bolsa de New York desde 1900 hasta 1925, de forma mensual. El exceso de retorno para cada empresa fue calculado de la siguiente forma:

$$R_{ti} = \frac{P_t + Div_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} - r_f \quad (7)$$

Donde:

R_{ti} : Exceso rendimiento del activo i en el periodo t .

P_t : Precio de la acción en el momento t .

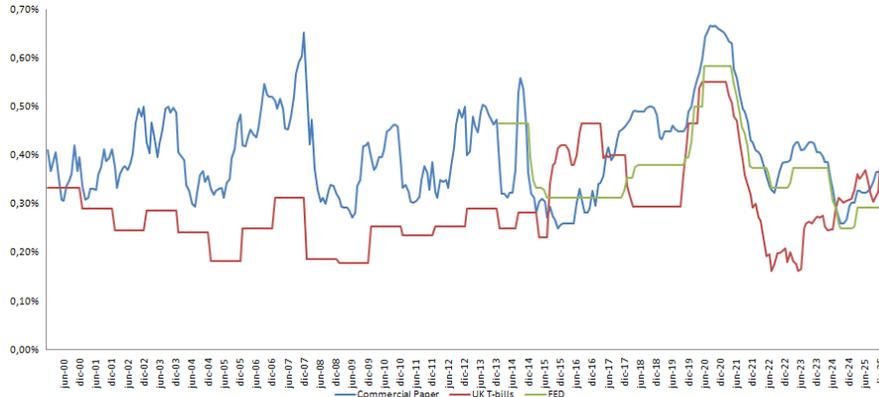
P_{t-1} : Precio de la acción en el momento $t-1$.

Div_t : Dividendos obtenidos por la empresa en el periodo t .

r_f : tasa libre de riesgo

Como se muestra en la fórmula anterior, para calcular el exceso de retorno es necesario disponer del rendimiento del activo libre de riesgo. Debido a que no se conoce con certeza cuál activo es el libre de riesgo, se suele aproximar dicho rendimiento con los títulos del Gobierno. En el gráfico 1 se graficaron las tasas del papel comercial de Estados Unidos para el periodo 1900-1925, la tasa de descuento de la Reserva Federal de Estados Unidos (FED) la cual fue fundada en 1913 por lo que no se presentan datos de 1900 a 1914 y, la tasa de los bonos de Inglaterra para el periodo 1900-1925; se puede observar a partir de aquí que la tasa del papel comercial es mucho más volátil y alta que las demás, por lo que no era una representación apropiada de una tasa libre de riesgo.

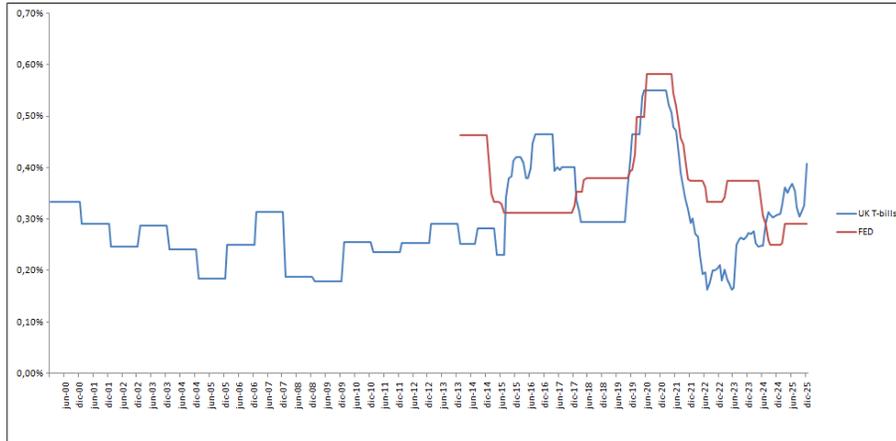
Figura 1: Comparación de tasas de interés de 1900 a 1925



Fuente: Elaboración propia con datos de tasas de interés del National Bureau of Economics Research

Al comparar únicamente las tasas de descuento de la Fed y la de los bonos de gobierno de Inglaterra, se encuentra que en general la tasa de los bonos de Inglaterra es menor a la de la Fed y menos volátil (durante este periodo en Estados Unidos hubo periodos de crisis). Sin embargo, debido a que hay periodos donde la tasa de la Fed es menor, se decide calcular el exceso de rendimientos con ambas tasas, es decir, calcular primeramente el exceso de retorno con la tasa de Estados Unidos y, realizar un segundo cálculo con la tasa de los bonos de Londres, con el fin de evitar conclusiones incorrectas por utilizar una tasa que no aproxime de manera correcta el activo libre de riesgo. Asimismo, para el periodo donde la Fed aún no había sido creada, se decidió utilizar la tasa de Inglaterra (de 1900 a 1913).

Figura 2: Comparación de las tasas de Estados Unidos e Inglaterra, de 1900 a 1925



Fuente: Elaboración propia con datos de tasas de interés del National Bureau of Economics Research

Es importante resaltar que debido a la discontinuidad de datos que presentaba la base (tanto por la construcción como naturaleza de la época), hubo meses en los que no se tenía información sobre los precios. A manera de corrección, se procedió a calcular el rendimiento entre los periodos disponibles de información para posteriormente convertir dicho dato en mensual. Es decir, si la diferencia entre el último dato disponible y el siguiente primer dato fue semestral, el rendimiento calculado es semestral, así, dividiendo dicha cifra entre seis permitió obtener un dato mensual y por tanto proceder con la aplicación de la metodología.

Por otro lado, la base contenía empresas que eran iguales pero que diferían únicamente en que las acciones eran preferentes o comunes. De esta forma, hubo que desarrollar un proceso de unión de las empresas que presentaban estas características, el cual consistió en lo siguiente:

1. Con base en la información de precios, acciones y dividendos, se procedió a calcular la capitalización en precios y la capitalización en dividendos. La capitalización en precios se obtuvo al multiplicar el precio de la acción de cada empresa por la cantidad de acciones en el periodo respectivo; de la misma forma fue calculada la capitalización en dividendos, es decir, se multiplicó los dividendos por la cantidad de acciones de cada empresa según el periodo.

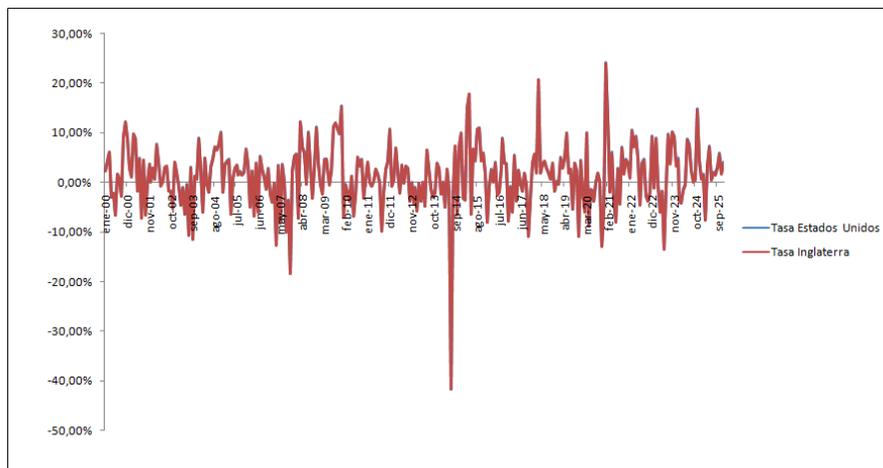
2. Una vez calculadas las capitalizaciones, se procedió a sumar la capitalización en precios de las empresas que eran las mismas, así como la capitalización de los dividendos. De esta forma, lo que antes eran dos empresas, se convertía en una.

3. Cuando las empresas se encontraban unidas, se procedió a calcular el rendimiento de cada una de ellas según la fórmula 7.

A partir de lo anterior se obtuvo la base de rendimientos. Posteriormente, aquellos rendimientos con valores por encima del 100 % fueron eliminados de la base de rendimientos que sería utilizada para realizar las estimaciones de la prueba del CAPM, es decir, no formaron parte de los rendimientos para calcular el rendimiento promedio de cada portafolio. Finalmente, el retorno de portafolio de mercado fue definido como el promedio de retorno de todos los activos listados en la bolsa de New York en cada periodo.

El gráfico 3 presenta la comparación entre los rendimientos calculados utilizando como libre de riesgo la de la Fed e Inglaterra. De manera visual se puede apreciar que no existe diferencia entre ellos, lo cual es corroborado al realizar la prueba t de student de diferencia de medias, donde la hipótesis nula de que la media de ambas muestras son iguales no fue rechazada, con un nivel de significancia del 5 %. Se destaca que debido a la crisis económica en Estados Unidos a finales de 1914, es que se produce la caída tan pronunciada en el rendimiento de los activos.

Figura 3: Comparación rendimientos calculados según proxy libre riesgo utilizada, de 1900 a 1925



Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Bolsa de New York

Asimismo, al realizar la prueba de normalidad de Shapiro-Wilk, la hipótesis nula no se rechaza en ambos tipos de rendimientos calculados, lo cual quiere decir que la hipótesis de que los rendimientos siguen una distribución normal no es rechazada con un nivel de significancia del 5 %.

Aplicación del Test de Series de Tiempo para el periodo 1900-1925

Como se menciona al inicio del documento, se replicó la metodología planteada por Black, Jensen y Scholes con el fin de testear el modelo CAPM. A

continuación se describen los datos utilizados y resultados obtenidos.

De la sección anterior se puede concluir que el test se va a realizar con los siguientes casos:

1. Utilizando como tasa libre de riesgo la tasa de descuento de la Fed de Estados Unidos.
2. Utilizando como tasa libre de riesgo la de los bonos de Inglaterra (UK Tbills).

Se procede a explicar el desarrollo metodológico y resultados obtenidos para cada uno de los casos expuestos.

Caso I: tasa libre de riesgo de Estados Unidos

Primeramente se calculó el rendimiento para cada una de las empresas listadas en la bolsa en el periodo 1900 a 1925 mediante la fórmula definida en la sección de Datos (ecuación 7). En aquellos casos donde habían faltantes de información, se obtuvo un rendimiento a partir de la diferencia entre el último dato disponible de cierto mes y el primero siguiente disponible, y posteriormente el dato obtenido fue dividido entre la diferencia de periodos entre los precios utilizados (trimestrales, semestrales, u otros).

Una vez que la base de rendimientos se encontraba lista, se procedió a utilizar el método de agrupación propuesto por BJS. Así, se inició en el año 1905, ya que la metodología indica que se debe utilizar 5 años información previa para realizar el cálculo del beta que sería utilizado como variable instrumental en el ranking.

Por tanto, la primera base contenía datos de rendimientos de las acciones inscritas desde 1900 hasta 1904. Seguidamente, se excluyeron aquellas empresas que no tenían información continua de rendimientos para los 24 meses previos a 1905, es decir, desde enero de 1903 hasta diciembre de 1904. Finalizado el proceso de selección de empresas que iban a utilizarse en la base de 1905, se procedió a calcular el coeficiente beta para cada una de ellas mediante la ecuación 5 y, posteriormente fueron ordenados de mayor a menor. Debido a altas volatilidades en los rendimientos, cuando se calcularon los betas hubo algunos que representaban valores extremos, por lo que se decidió eliminar de la base a las empresas que tuvieran un beta que representara una diferencia mayor a 2 del beta siguiente. Por ejemplo, al ordenar los betas de mayor a menor para el año 1914, el primero de ellos tenía un valor de 6,36 mientras que el segundo mayor beta tenía un valor de 2,92, al realizar la resta entre ellos se encuentra que ésta es mayor a 2, por lo que se decidió eliminar la empresa que tenía un beta de 6,36 de la base de empresas del año 1914.

Una vez que se tuvo la base con los betas calculados y ordenados de mayor a menor, se calculó el tamaño de cada portafolio a partir de la división entre la cantidad de empresas totales y la cantidad de portafolios (10 en este caso), para así proceder a agrupar a las empresas en dichos portafolios, donde el primero de

ellos contenía las empresas con betas más altos y el último, con los betas más bajos. .

Finalizado el procedimiento anterior, se calcularon los rendimientos para los 12 meses próximos a partir del último mes que conformaba cada base. Es decir, para el ejemplo expuesto, el último dato era diciembre de 1904, por lo que se calcularon los rendimientos obtenidos desde enero hasta diciembre de 1905. El procedimiento recién descrito fue realizado para 1906, 1907, y así sucesivamente hasta llegar a 1925.

En la tabla I se muestra la cantidad de empresas disponibles en cada año para crear los 10 portafolios después de realizar el proceso de exclusión de la diferencia mayor a 2 entre los betas. Nótese que para el año 1905, cada portafolio se debía conformar por 5,6 empresas, es decir, de 6 empresas los primeros 9 portafolios y el último, de 2 empresas; y así se fue calculando para cada uno de los años siguientes los tamaños de cada portafolio.

Cuadro 1: Cantidad de empresas disponibles para realizar el proceso de agrupación en el caso I, por año

Año	Cantidad
1905	56
1906	56
1907	57
1908	61
1909	63
1910	61
1911	62
1912	64
1913	65
1914	67
1915	33
1916	37
1917	63
1918	92
1919	105
1920	119
1921	119
1922	132
1923	130
1924	129
1925	130

Fuente: elaboración propia con datos de la Bolsa de New York

Dados los cálculos realizados anteriormente, se tenía para cada uno de los años, desde 1905 hasta 1925, la Metodología de Agrupación realizada, la cual nos permitió calcular los betas y así, para cada año, realizar la conformación de los portafolios. Una vez que los 10 portafolios para cada año fueron confor-

ados, se procedió a calcular los rendimientos obtenidos para cada una de las empresas del portafolio para los 12 meses próximos a partir del último mes de cada año, es decir, para las empresas de los portafolios del año 1905, se calculó los rendimientos que obtuvieron en 1906; para las de 1906, se calculó los rendimientos obtenidos en 1907, y así sucesivamente hasta 1925.

Al finalizar el cálculo de los rendimientos obtenidos para los 12 meses próximos de cada empresa según año, se procedió a obtener el promedio de esos rendimientos por portafolio, es decir, el promedio de rendimiento del portafolio 1 para el mes 1 del año 1906, para el mes 2 del año 1906, y así hasta llegar al mes 12 del año 1906. Lo mismo fue realizado para el portafolio 2, 3 hasta el 10; desde el año 1906 hasta el año 1925. De esta forma, se conformó una base de datos de rendimientos promedios por portafolio desde el año 1905 hasta 1925.

Con la base de rendimientos promedio por portafolio para el periodo 1906-1925, se estimó el rendimiento de mercado, definido como el promedio de rendimiento de todos los portafolios según año. Tanto para el rendimiento de mercado con base en la tasa libre de riesgo de Estados Unidos como la de Londres, la hipótesis nula de que siguen una distribución normal no fue rechazada con un nivel de significancia del 5 %, según la prueba de Shapiro-Wilk.

A partir de la base de rendimientos promedios según portafolio y el rendimiento de mercado, se procedió a estimar la ecuación 5, con el fin de calcular los parámetros alfa y beta según portafolio y así, mostrar si la forma tradicional del CAPM se cumple bajo el periodo en estudio.

Resultados obtenidos

Tal como se menciona anteriormente, una vez que se obtuvo la base de rendimientos promedio según portafolio, de manera mensual para el periodo 1905-1925, así como el rendimiento de mercado, se procedió a realizar la estimación de los parámetros α y β de la ecuación 5, para cada uno de los 10 portafolios. En la tabla II se presentan los resultados obtenidos, en la cual los números que aparecen en las columnas hacen referencia a cada portafolio:

Cuadro 2: Parámetros estimados según portafolio para el periodo 1905-1925, según caso

Coefficiente	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
β	1,450	1,160	1,060	0,925	1,058	0,912	0,891	0,511	0,741	1,254
α	0,004	-0,005	0,004	0,003	-0,0003	-0,003	-0,002	0,001	0,001	-0,004
$t(\beta)$	17,30	23,58	22,81	11,89	23,01	26,40	16,49	14,71	8,58	11,08
$t(\alpha)$	0,795	-1,714	1,602	0,738	-0,105	-1,299	-0,703	0,670	0,124	-0,603
$\text{corr}(Z_m, Z)$	0,738	0,831	0,822	0,601	0,824	0,858	0,722	0,681	0,477	0,574
R^2 ajustado	0,543	0,689	0,674	0,359	0,678	0,735	0,519	0,462	0,224	0,327
Error típico	0,078	0,046	0,043	0,072	0,043	0,032	0,050	0,032	0,081	0,105

Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de New York

En el cuadro anterior se muestra el resultado de la estimación de β y α para

cada portafolio con sus respectivos t estadísticos, el coeficiente de correlación entre el rendimiento promedio de cada portafolio con el de mercado, el nivel de ajuste de la regresión con los datos utilizados y el error típico de la misma. Al observar el cuadro II, se encuentra que pareciera existir una tendencia de relación positiva entre alpha y beta para los primeros 5 portafolios-los más riesgosos- mientras que la tendencia de relación entre ambas variables es negativa para los últimos 5 portafolios-los menos riesgosos-. Es decir, los activos con mayor riesgo obtuvieron una mayor ganancia en promedio bajo el periodo en estudio, que lo que el modelo original predijo. Por otro lado, los portafolios con menor riesgo presentaron menor ganancia en promedio que lo que proyectaba el modelo original.

Asimismo, es importante mencionar que el portafolio 10, a pesar de que se esperaba fuese el que tuviera el menor riesgo, presenta un riesgo de mercado alto, lo cual corresponde a que fue el portafolio que presentó rendimientos relativamente mayores a los demás, pero menores al 100 % como para ser excluidos, lo cual, al tener una base con un número menor de observaciones al que tenía BJS, provocó un impacto en el beta.

El cuadro III contiene los resultados que BJS obtuvieron para el periodo 1926-1965. Al comparar los resultados de la tabla II con la III, se aprecia que los mismos son opuestos, ya que BJS encuentra que los portafolios con mayor riesgo obtuvieron menores ganancias en promedio que el proyectado por el modelo (i.e. obtuvieron α 's negativos), mientras que los portafolio con menor riesgo presentaban mayores ganancias que las predichas por el modelo (α 's positivos). Si bien es cierto no fue objetivo de este documento indagar en las razones del porqué los resultados son distintos, se puede hacer referencia al trabajo de Mclean, en el cual indican que es posible que después de una investigación, los rendimientos obtenidos sean menores a los que predijo el modelo por el proceso de aprendizaje del inversionista. Asimismo, es importante considerar que el rango de periodo en estudio en este documento es menor al utilizado por BJS (425 para BJS, 252 en este caso), lo cual puede estar provocando las diferencias en los resultados.

Cuadro 3: Resultados parámetros calculados en el documento de BJS

Coefficiente	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
β	1,5614	1,3838	1,2483	1,1625	1,0572	0,9229	0,8531	0,7534	0,6291	0,4992
α	-0,0829	-0,1938	-0,0649	-0,0167	-0,0543	0,0593	0,0462	0,0812	0,1968	0,2012
$t(\alpha)$	-0,4274	-1,9935	-0,7597	-0,2468	-0,8869	0,7878	0,7050	1,1837	2,3126	1,8684
$\text{corr}(Z_m, Z)$	0,9625	0,9875	0,9882	0,9914	0,9915	0,9833	0,9851	0,9793	0,9560	0,8981

Fuente: Tomado del documento de Black Jensen y Scholes (1972)

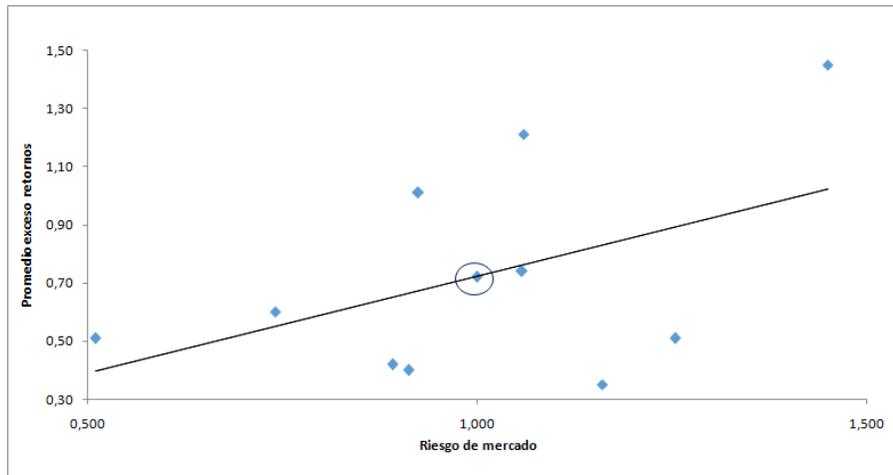
Por otro lado, al comparar los resultados de correlación entre el rendimiento de mercado y el de cada portafolio de la tabla II y III, se aprecia que la correlación es mucho mayor en el caso de BJS, lo cual nuevamente se puede explicar por el tamaño de las empresas que disponía BJS, lo cual implica que el error de cada activo se pueda contrarrestar con el de otro y por tanto, disminuir el error

idiosincrático, provocando como resultado una mayor correlación.

Al observar el nivel de significancia individual de los parámetros, para el caso de los β 's, la hipótesis nula de no significancia del parámetro es rechazada, es decir, se concluye que el parámetro es significativo para cada portafolio. Asimismo, al realizar el cálculo de la ecuación 6, es decir, de la prueba de significancia del parámetro alfa, se obtiene que el valor estadístico es de 4,20, lo cual al compararlo con el valor crítico de la distribución t de student, se encuentra que este valor cae en la zona de rechazo, es decir, se rechaza que para el periodo 1900 a 1925, la forma tradicional del modelo se cumple, lo cual es congruente con los resultados encontrados por BJS.

La relación entre el promedio de los retornos de cada portafolio y su riesgo de mercado (coeficiente beta) se puede apreciar en el gráfico 4 (el círculo señala el portafolio de mercado). A pesar de que no todos los portafolios se ubican sobre la línea que marca la tendencia, se puede observar que aquellos portafolios con riesgo alto son los que en general presentan un mayor rendimiento, mientras que aquellos que tienen un menor rendimiento presentan un beta bajo. Se resalta nuevamente que los betas resultaron significativos en todos los casos, mientras que la hipótesis nula de que el parámetro alfa es estadísticamente igual a cero fue rechazada. De esta forma, se encuentra que el rendimiento de un activo no sólo es explicado por el rendimiento de mercado y la proporción de riesgo de mercado como lo establece el modelo CAPM, dando paso a lo que autores como Fama y French (1993) demostraron en sus estudios, al encontrar que otras variables influyen de manera significativa en el rendimiento de un activo.

Figura 4: Exceso de retornos versus riesgo de mercado, según caso I



Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de New York

Caso II: tasa libre de riesgo de Inglaterra

Como se observó en los gráficos 1 y 2, la tasa del papel comercial presentaba mayores niveles de volatilidad que la de la Fed o de los bonos del Gobierno de Inglaterra y, a la vez, la tasa de la Fed parecía no ser la adecuada para aproximar una libre de riesgo en algunos periodos debido a recesiones económicas. Por tanto, se decidió aplicar la metodología de BJS utilizando como tasa libre de riesgo la de los bonos de Inglaterra, con el fin de determinar si existía algún cambio en el resultado para así evitar conclusiones incorrectas por una aproximación incorrecta de la libre de riesgo.

De esta forma, se procedió a volver a realizar los cálculos efectuados en el caso I, es decir, calcular el exceso de rendimiento de cada uno de los activos listados en la NYSE para el periodo 1900-1925.¹ Una vez obtenida la nueva base de rendimientos, se procedió a iniciar con la metodología de agrupación propuesta por BJS, la cual fue expuesta anteriormente. Debido a que los rendimientos calculados eran distintos a los del caso anterior, al calcular los β 's la conformación de los portafolios varió, es decir, en algunas ocasiones, dentro de cada portafolio hubo un cambio de posición relativa de las empresas, mientras que en otras ocasiones el cambio se dio entre portafolios².

A continuación se presentan los resultados de la cantidad de empresas disponibles en cada año para aplicar el Método de Agrupación.

¹Utilizando la tasa libre de riesgo de UK, la cual también se utilizó para el caso I hasta el año 1913 ya que la Fed no había sido creada

²Lo cual quiere decir que si una empresa perteneció al grupo 1 cuando la libre de riesgo utilizada era la tasa de Estados Unidos, al utilizar la tasa de Londres, pasó a ubicarse en otro portafolio, por ejemplo, el 3.

Cuadro 4: Cantidad de empresas disponibles para realizar el proceso de agrupación en el caso II, por año

Año	Cantidad
1905	56
1906	56
1907	57
1908	61
1909	63
1910	61
1911	62
1912	64
1913	65
1914	67
1915	33
1916	37
1917	63
1918	92
1919	105
1920	119
1921	119
1922	132
1923	130
1924	129
1925	129

Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de New York

Después de conformar los portafolios, se calcularon los rendimientos reales obtenidos por cada empresa para los próximos 12 meses a partir del último mes de información utilizado para realizar la agrupación, lo cual dio como resultado una base de rendimientos calculados para cada uno de los portafolios desde enero 1905 hasta diciembre 1925. Con dicha base se obtuvo el rendimiento promedio para cada portafolio a través del periodo mencionado, para así proceder a calcular los parámetros α y β de la ecuación 5.

Resultados obtenidos

Con la base de rendimientos calculados, se estimó la ecuación 5 para cada uno de los portafolios, por medio de una regresión lineal. A continuación se presentan los resultados obtenidos:

Cuadro 5: Parámetros estimados según portafolio para el periodo 1905-1925, según caso II

Coefficiente	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
β	1,451	1,159	1,060	0,926	1,058	0,912	0,891	0,510	0,741	1,255
α	0,004	-0,005	0,004	0,003	-0,0002	-0,003	-0,002	0,001	0,001	-0,004
$t(\beta)$	17,30	23,52	22,79	11,89	23,00	26,34	16,48	14,69	8,57	11,07
$t(\alpha)$	0,804	-1,698	1,587	0,736	-0,070	-1,282	-0,719	0,597	0,101	-0,583
$\text{corr}(Z_m, Z)$	0,738	0,830	0,822	0,601	0,824	0,857	0,722	0,681	0,476	0,574
R^2 ajustado	0,543	0,688	0,674	0,359	0,678	0,734	0,519	0,461	0,224	0,326
Error típico	0,078	0,046	0,043	0,072	0,043	0,032	0,050	0,032	0,081	0,105

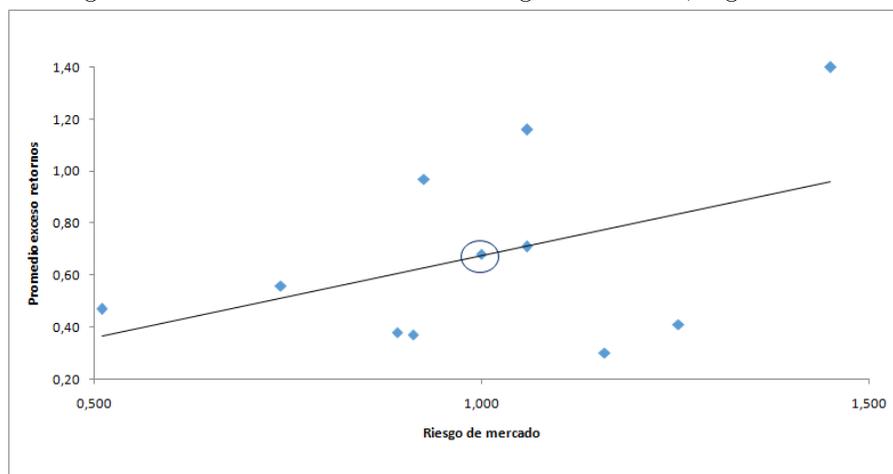
Fuente: Elaboración propia con base en los datos de la Bolsa de New York

Al igual que en el caso I, el número de periodos disponibles para realizar la regresión fue de 252. A la vez, la tabla muestra los resultados de las estimaciones de los parámetros α y β , el estadístico t para cada uno de ellos, el coeficiente de correlación del rendimiento de mercado y cada activo, el R^2 ajustado y el error típico. Cuando se realizan las estimaciones utilizando la tasa libre de riesgo de Londres, los resultados no difieren de manera significativa, lo cual es consistente al observar que cuando se graficaron los rendimientos calculados con la tasa libre de riesgo de la Fed versus la de Londres, éstos no tenían diferencias significativas; además, se realizó una prueba de medias entre ambos tipos de rendimientos, obteniendo como resultado que no hay diferencia entre las muestras.

Se realizó la estimación de la ecuación 6 con el fin de determinar si el modelo CAPM se cumple, de manera homóloga al caso I, la hipótesis de que el alfa es estadísticamente igual a cero se rechazó, lo cual significa que la forma tradicional del modelo se rechaza. Los niveles de ajuste del modelo así como la correlación son similares al caso anterior.

El gráfico 5 muestra que los portafolios con menores rendimientos son los que tienen el menor riesgo de mercado. Estos resultados son congruentes con lo que el modelo CAPM predice.

Figura 5: Exceso de retornos versus riesgo de mercado, según caso II



Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de New York

Conclusiones

En este documento se desarrolló la prueba del modelo Capital Asset Pricing Model, mediante la aplicación de la Metodología de Agrupación propuesta por Black, Jensen y Scholes, la cual pretendía estimar la ecuación del modelo (ecuación 5) sobre una base de datos que fue conformada mediante la utilización de una variable instrumental. Lo anterior debido a que si se aplicaba la regresión en la base de datos original, se introduciría un sesgo por la correlación de los datos a través del periodo.

Asimismo, debido a que el estudio se desarrolló para el periodo 1900 a 1925, fue necesario aplicar el modelo bajo distintos escenarios: con tasa libre de riesgo de Estados Unidos e Inglaterra. De esta forma, por diversos periodos de crisis que atravesó Estados Unidos, la proxy de tasa de libre de riesgo utilizada (tasa de la Fed) podía no ser la mejor, por lo que se decidió aplicar el modelo utilizando la tasa de los T-Bills de Londres como proxy de libre de riesgo, lo cual fue posible por la integración de mercados debido al patrón oro que se seguía en esa época.

Los resultados obtenidos utilizando la tasa de la Fed como la de libre riesgo mostraron el mismo resultado que el obtenido por Black Jensen y Scholes con respecto al incumplimiento de la forma tradicional del modelo CAPM. Es decir, al realizar la prueba de que los alfas de la ecuación 5 de los 10 portafolios son conjuntamente significativamente igual a cero, se rechaza la hipótesis, es decir, que este valor es diferente de cero, lo cual implicaría que para el periodo de 1900 a 1925, el rendimiento esperado de un activo no sólo depende del rendimiento de mercado sino también de otros factores. Asimismo, al comparar las correlaciones de los resultados aquí obtenidos con los de BJS, se encuentra que las correlaciones que obtienen son significativamente mayores, evidenciando el

menor error idiosincrático por la cantidad de empresas que disponían así como un mayor periodo de estudio.

No obstante, es importante destacar que debido al supuesto en torno a la normalidad de las variables, se debe interpretar con cautela el análisis de hipótesis realizadas. Además, como se ha mencionado, la cantidad de empresas utilizadas así como el periodo utilizado son menores que los que utiliza BJS, lo cual puede tener un impacto en los resultados obtenidos.

A pesar de que no es el objetivo del presente estudio considerar las razones del incumplimiento del modelo del CAPM o de las variaciones de las predicciones de los rendimientos fuera de la muestra, al analizar los resultados encontrados por Mclean en su estudio del 2016, se podría pensar que los resultados obtenidos con respecto a los signos de los coeficientes, que indican que los rendimientos obtenidos fueron mayores a los que el modelo predijo (o menores), evidencian en cierta manera el proceso de aprendizaje por parte de los inversionistas una vez que se realizan investigaciones con respecto a la valoración de los activos.

Finalmente, al utilizar la tasa de libre riesgo de Inglaterra, no se encuentra diferencia significativa entre los resultados obtenidos con la tasa de New York. La conclusión anterior era de esperar al comprobar que la hipótesis de igualdad de medias entre los rendimientos según tipo de tasa de libre de riesgo, no era rechazada, es decir, la media para ambas muestras eran iguales. Por tanto, no hay diferencia en los resultados del modelo al utilizar la tasa libre de riesgo de la Fed o de Londres.

Anexos

Cuadro 6: Resumen de rendimientos calculados (Z_m) según proxy de tasa libre riesgo

Periodo	Rendimiento de mercado tasa Estados Unidos	Rendimiento de mercado tasa Londres
1905	2,11 %	2,11 %
1906	0,06 %	0,06 %
1907	-3,40 %	-3,40 %
1908	4,26 %	4,26 %
1909	1,18 %	1,18 %
1910	-0,95 %	-0,95 %
1911	1,25 %	1,25 %
1912	0,54 %	0,54 %
1913	-0,70 %	-0,70 %
1914	-2,33 %	-2,33 %
1915	3,39 %	3,41 %
1916	1,11 %	1,04 %
1917	-0,52 %	-0,58 %
1918	1,64 %	1,68 %
1919	1,65 %	1,68 %
1920	-2,26 %	-2,25 %
1921	1,28 %	1,05 %
1922	2,37 %	2,13 %
1923	0,02 %	-0,10 %
1924	2,56 %	2,41 %
1925	2,00 %	1,81 %

Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de New York

Cuadro 7: Prueba de medias para los rendimientos de mercado calculados con base en la tasa de libre riesgo de New York y Londres, antes del Método de Agrupación

Detalle	Tasa Estados Unidos	Tasa Londres
Media	0,013337	0,013015
Varianza	0,003824	0,003816
Estadístico t	0,064953	
Valor crítico	1,963797	

Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de New York

Cuadro 8: Prueba de normalidad Shapiro-Wilk de los rendimientos calculados según proxy de libre riesgo utilizada, antes del Método de Agrupación

Detalle	p-value
Tasa Estados Unidos	1.446e-10
Tasa Londres	1.47714e-10

Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de New York

Cuadro 9: Prueba de medias de Z_m con base en la tasa de libre riesgo de New York y Londres

Detalle	Caso I	Caso II
Media	0,00721	0,00680
Varianza	0,003434	0,003429
Estadístico t	0,077532435	
Valor crítico	1,964700761	

Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de New York

Bibliografía

- Black, F., Jensen, M., & Scholes, M. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some empirical tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*, 79-121.
- Blattberg, R., & Sargent, T. (1971). Regression with Paretian Disturbances: Some Sampling Results. *Econometrica*, 39, 501-10.
- Blume, M. (1968). *The Assessment of Portfolio Performance*. Chicago: University of Chicago.
- Fama, E., & French, K. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 18(3), 25-46.
- Fama, E., & MacBeth, J. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *The Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Fama, E., Lawrence Fisher, M. C., & Roll, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 10(1), 1-21.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 77-91.
- McLean, P., & Pontiff, J. (2016). Does Academic Research Destroy Stock Return Predictability? *The Journal of Finance*, 71(1), 5-31.
- Press, J. (1967). A Compound Events Model for Security Prices. *Journal of Business*, 40, 317-37.
- Roll, R. (1977). A critique of Assets Pricing Theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129-176.
- Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- The National Bureau of Economic Research. (10 de 05 de 2016). NBER Macrohistory. Obtenido de NBER Macrohistory: XIII Interest Rates: <http://www.nber.org/databases/macrohistory/contents/chapter13.html>
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behaviour towards risk.

The review of economic studies, 65-86.

Wise, J. (1963). Linear Estimators for Linear Regression Systems Having Infinite Variances.