

Eficiencia de los gestores en el mercado español de fondos de inversión

Otamendi, Javier; franciscojavier.otamendi@urjc.es; Telf. 914888028

Grau, Pilar; pilar.grau@urjc.es; Telf. 914959211

Sainz, Jorge; jorge.sainz@urjc.es; Telf. 914959214

Doncel, Luis Miguel; luismiguel.doncel@urjc.es; Telf. 914959215

Departamento de Economía Aplicada I; Facultad de Ciencias Jurídicas y Sociales

Universidad Rey Juan Carlos

Pº de los Artilleros s/n; 28032 Madrid

Abstract

Con frecuencia la habilidad de los gestores financieros es puesta en entredicho al considerar que su aportación no genera de forma reiterada valor al inversor. Mediante el uso de varios métodos de simulación que eluden problemas estadísticos relacionados con los contrastes de hipótesis múltiple presentes en las técnicas financieras tradicionales y su posterior aplicación al mercado español de fondos de inversión, se obtiene el valor crítico que determina aquello que se debe considerar como la verdadera hipótesis nula. En nuestro caso, esta hipótesis establece que el gestor no se comporta de forma persistentemente distinta a la del mercado. Nuestra conclusión principal es que la actuación de los gestores de fondos de inversión españoles es prácticamente irrelevante a la hora de generar valor ya que únicamente un ínfimo porcentaje de ellos logran resultados persistentes en el tiempo con independencia de lo que acontezca en el mercado.

Palabras Claves: Persistencia, Gestores, Contraste de Hipótesis Múltiple, Simulación

Clasificación JEL: C12, C15, G11, G14

1. Introducción

La capacidad de los gestores de fondos de inversión para batir al mercado se ha puesto frecuentemente en entredicho. La literatura académica muestra que únicamente en un porcentaje pequeño de fondos se ha logrado obtener, de forma continuada, unos mejores resultados que el índice objetivo (benchmark) que sirve como referencia. No obstante, las medidas que muestran la existencia de persistencia positiva pueden tener un sesgo señalando como buena gestión, persistencia positiva, algo que debería estar más bien relacionado con la suerte. Este resultado puede afectar de forma importante al mercado de fondos y, en particular a los gestores, ya que su propio puesto de trabajo depende de su rentabilidad obtenida, establecida ésta a través de las medidas que durante décadas han servido para valorar su rendimiento.

Las medidas tradicionales de persistencia se basan en el alfa de Jensen, que contrasta la habilidad del gestor en la obtención de un rendimiento extraordinario con la obtenida por el mercado, con independencia de que se incluyan factores adicionales como el tamaño, valor contable o la tendencia del mercado (*momentum*). Aunque estas medidas han sido utilizadas con asiduidad, no incorporan la existencia de fondos “afortunados”, es decir, fondos que presentan unas alfas estimadas significativas (positivas o negativas) pero en la realidad su valor verdadero es nulo. La presencia de estos valores puede llevar a confusión sobre cuál es el valor real del comportamiento de los fondos de inversión, habida cuenta de que la elección del intervalo de confianza del método utilizado en la estimación individual de las alfas puede influir de forma considerable.

En esta investigación seguiremos la estrategia desarrollada por Barras, Scaillet and Wermers (2006) aplicándola al mercado de fondos de inversión español. Esta metodología es capaz de estimar el número cierto de fondos persistentes. En una gran mayoría de estudios previos aplicados al mercado europeo se demuestra que la persistencia estimada por los métodos tradicionales es bastante reducida y el número de fondos donde parece existir capacidad de gestión por parte de los gestores depende en gran medida del nivel de significación elegido para la muestra. En este estudio se mostrará que es posible encontrar el número verdadero de fondos del total de la muestra caracterizados por su persistencia con independencia del nivel de confianza que se utilice.

Este enfoque, además, mejora la búsqueda de las verdaderas alfas. En artículos previos como Kosowski, Zimmermann, White y Wermers (2006) para los Estados Unidos o Cuthbertson, Nitzsche y O'Sullivan (2005) para el Reino Unido se utilizan técnicas de bootstrap para estimar la capacidad de los gestores en la obtención de alfas. Sin embargo, esta metodología es sólo apropiada con las alfas marginales tanto positivas como negativas. Problemas análogos de marginalidad aparecen al introducir análisis Bayesianos como los efectuados por Baks, Metrick y Wachter (2001) y Pastor y Stambaugh (2002). Del mismo modo, en el caso de Cuthbertson, Nitzsch y O'Sullivan (2006), Nuttall (2007) demuestra que los resultados pueden identificar de forma errónea fondos con habilidad de gestión que verdaderamente no poseen y viceversa y, por tanto, en los casos extremos los resultados pueden ser incorrectos.

Por este motivo, en nuestro análisis se basará en la aportación de Benjamini y Storey (Benjamini y Hochberg, 1995; Benjamini y Yekutieli, 2001; Storey, 2002) con el fin de

establecer si aquellas alfas obtenidas mediante el proceso de estimación de persistencia por los métodos tradicionales son realmente atribuibles al éxito de los gestores o un error “false discovery rate”. En este último caso, se rechazará la hipótesis de que los gestores crean valor para los inversores, es decir, estos últimos están pagando por nada a cambio.

2. Medición tradicional de la rentabilidad continuada como medida de la persistencia

La habilidad de los gestores se mide en la industria financiera mediante formas diversas como alfa, beta, ratio de Sharpe, ratios informativos, etc. A la hora de estudiar el rendimiento de una inversión, las medidas tradicionales se fundamentan en la Línea del Mercado de Capitales desarrollada en los años 60, sofisticándose con el tiempo por medio de la inclusión de varios factores que toman en consideración la evolución de los activos. La ventaja de su uso recae en que son relativamente simples de obtener y los resultados fácilmente comparables.

Por su parte, las medidas tradicionales de rentabilidad se basan en el Modelo de Valoración de Activos de Capital (CAPM) desarrollado por Sharpe (1964) y Lintner (1965) que establece una relación lineal entre la tasa de retorno en demasía de una inversión y su riesgo sistemático, incluyendo un término alfa:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{it}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

Estas medidas, similares a las desarrolladas por Treynor y Mazuy, utilizan la línea del mercado de valores del CAPM y el término constante de la expresión general de la

regresión. El alfa de Jensen se interpreta como una medida del rendimiento del fondo respecto al benchmark escogido, donde R_{it} es la tasa de retorno del fondo i en el mes t , R_{ft} es la tasa de retorno de un bono a un mes, R_{mt} es la tasa de retorno del benchmark para el período t y ε_{it} es el término error.

Con el fin de incorporar diversos estilos de gestión, Fama y French (1993) desarrollaron un modelo que incorporaba otros dos factores: tamaño (SMB) y valor contable (HML). Posteriormente Carhart (1997) añade una nueva variable que captura el factor tendencia mediante la diferencia entre una cartera que incorpora a los activos ganadores en el pasado y otra con los perdedores en el pasado (MOM):

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{1i}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2i}SMB_t + \beta_{3i}HML_t + \beta_{4i}MOM_t + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

La estimación de cualquiera de los modelos se realiza mediante una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Como es bien conocido, cada α_i está asociado a su correspondiente estimador de varianza, de tal forma que los p -valores correspondientes a la hipótesis nula de $\alpha = 0$ se pueden calcular de forma inmediata. Los p -valores individuales menores que un nivel de significatividad prefijado γ indican persistencia individual y con el signo de α_i indicando persistencia positiva o negativa. El número final de gestores persistentes se obtiene mediante el cálculo independiente continuado del test para cada uno de los $i = 1 \dots I$ gestores de los fondos de inversión.

3. El método de la Simulación por Bootstrap

En la sección previa se ha descrito lo que se conoce como un proceso de contraste de hipótesis individual e independiente que es diferente de un proceso de contraste múltiple que se realiza conjuntamente sobre todos los fondos.

En los contrastes individuales, un valor observado x se compara con el valor crítico resultante de la aplicación de un nivel de significación, γ , y en función de esa comparativa se decide si se rechaza o no la hipótesis nula. No obstante, es bien conocido que cuando se toma una decisión de este tipo pueden cometerse dos errores: rechazar la hipótesis nula cuando se debería haber aceptado, (probabilidad = γ) o aceptarla cuando debería haberse rechazado, (probabilidad = ν).

La hipótesis nula a aplicar en nuestro caso es que el gestor no se comporta de forma persistentemente diferente al mercado, ($\alpha_i = 0$) mientras que la alternativa es que el gestor sí actúa de forma distinta. El Cuadro 1 recoge el problema decisorio al que nos enfrentamos.

Cuadro 1: Problema decisorio

		Decisión tomada	
		Aceptar Nula	Rechazar Nula
Hipótesis Nula	Verdad	DECISIÓN CORRECTA	γ
	Falso	ν	DECISIÓN CORRECTA

En los contrastes múltiples, el número de valores observados es alto (M) y el proceso debe detectar aquellas hipótesis nulas que son realmente ciertas (O) de las que son realmente falsas (A). Si γ se utiliza en cada test individual, la probabilidad de cometer errores aumenta considerablemente: la probabilidad de aceptar todas las hipótesis nulas que son ciertas es sólo de $(1-\gamma)^O$, y la probabilidad de rechazar todas aquellas que son falsas presenta un valor de $(1-\gamma)^A$. Por tanto, a la hora de tomar una decisión acertada a nivel agregado, es necesario reducir γ hasta el punto donde $(1-\gamma)^O = \Gamma$, siendo Γ el nivel de significación conjunto. Si O es alto y Γ es bajo, γ será muy próximo a cero, y será muy complicado el rechazar cualquier hipótesis nula individual cometiéndose el error de no rechazar hipótesis nulas falsas.

Por este motivo, se debe enfocar el problema decisorio en las hipótesis múltiples desde un diferente ángulo, de tal forma que aumente la probabilidad de aceptar correctamente la hipótesis alternativa que es realmente significativa (A). Ello implica el correcto rechazo tanto de la hipótesis nula (T) como el de aquellas donde la hipótesis nula se acepta de forma incorrecta (N), Cuadro 2.

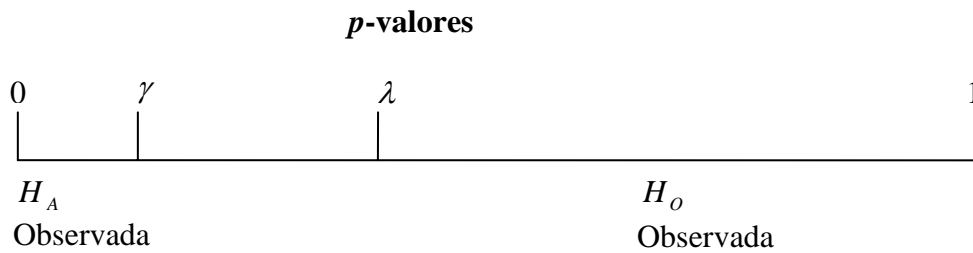
Cuadro 2: Casos

	ACEPTA $H_{0,i}$	RECHAZA $H_{0,i}$	TOTAL
NULA VERDADERA	P	F	O
NULA FALSA	N	T	A
TOTAL	W	R	M

Benjamini y Storey se centran en intentar controlar el FDR (*False Discovery Rate*), es decir, el número de hipótesis nulas individuales rechazadas que deberían haber sido

aceptadas. Para lograrlo, Benjamini desarrolló un algoritmo secuencial (Benjamini y Hochberg, 1995; Benjamini y Yekutieli, 2001) que fue mejorado posteriormente por Storey (2002) con el denominado pFDR (*positive False Discovery Rate*). En este último enfoque se establece un valor crítico, λ , que delimita lo que se considera la verdadera hipótesis nula en vez de utilizar el nivel γ para rechazar la hipótesis nula, Figura 1.

Figura 1: γ y λ en el eje de los p -valores



El procedimiento secuencial que proporciona el número estimado k de rechazos positivos verdaderos totales de la hipótesis nula como función de Γ y λ es el siguiente:

1. Sean $p_1 \leq \dots \leq p_I$ los p -valores ordenados y observados de los I contrastes de hipótesis.
2. Determinar un k tal que:

$$\begin{aligned}
 \hat{k} &= \max\{k: \hat{FDR}(p_{(k)}) \leq \Gamma\} \\
 &= \max\{k: \frac{\hat{\pi}_0 p_{(k)}}{k/M} \leq \Gamma\} \\
 &= \max\{k: \frac{\#\{p_i > \lambda\}}{(1-\lambda)M} p_{(k)} \leq \Gamma\} \\
 &= \max\{k: \frac{W(\lambda)}{(1-\lambda)M} p_{(k)} \leq \Gamma\} \quad [3]
 \end{aligned}$$

Storey (2002) desarrolló posteriormente el procedimiento a través de simulación por bootstrap para seleccionar la mejor combinación de λ y Γ en términos de γ . Mediante este proceso se minimizan los errores cuadráticos medios de las estimaciones del pFDR. Se puede resumir el algoritmo en los siguientes pasos:

1. Determinar el nivel de significación individual γ
2. Determinar el intervalo posible para λ y Γ
3. Para cada λ :
 - a. Estimar la proporción de hipótesis con una hipótesis nula verdadera, π_0
 - i. $\hat{W}(\lambda)$ = tests individuales observados con p -valores que exceden el valor crítico λ
 - ii. $\hat{\pi}_0(\lambda) = \frac{\hat{W}(\lambda)}{(1-\lambda)*M}$
 - b. Calcular el error cuadrático medio $(\lambda, \hat{\pi}_0(\lambda))$ y el percentil $(1-\Gamma)$ de $p\hat{FDR}_\lambda^{*b}(\gamma)$ y mediante un proceso de bootstrap de B muestras, se estiman $\hat{\pi}_0^b(\lambda)$ y $p\hat{FDR}_\lambda^{*b}(\gamma)$ de una muestra de I p -valores sacada de los valores originales.
4. Calcular el “ λ óptimo”, λ^* , mediante la elección de aquel que presente el menor error cuadrático medio.
5. Calcular $p\hat{FDR}_\lambda(\gamma) = \frac{\pi_0(\lambda^*) * \gamma}{\hat{\Pr}(p\text{-value} < \gamma) * \{1 - (1-\gamma)^M\}}$

La aplicación conjunta de los algoritmos expuestos anteriormente permite obtener tanto el número de gestores que muestran persistencia como una medida de la bondad de la estimación, a través del pFDR.

4. Descripción de la muestra y Estimación de alfas

La muestra sobre la que realizaremos el análisis está compuesta por 72 fondos de inversión registrados en España proporcionada por Morningstar España y contrastada con los datos de la CNMV. Los datos son mensuales con inicio en enero de 1995 y final en diciembre de 2005. Todas las tasas de retorno incluyen dividendos y ganancias de capital pero están libres de comisiones. Como se puede apreciar en el Cuadro 3, la rentabilidad media anual en el período de análisis fue del 10,02% con una desviación típica del 15,27.

Como índice de referencia se ha utilizado el IBEX 35 y el tipo de interés a un mes de la deuda del Estado para el cálculo de la rentabilidad en demasía con respecto al activo libre de riesgo. A la hora de computar los factores del modelo de Fama y French (1993) se siguen diferentes estrategias. Para el *High Minus Low*, HML, los datos se obtienen de la base de datos en red aportada por French en moneda local; Para valorar el *Small Minus Big*, SMB, se utiliza las diferencias entre las tasas de rentabilidades de los activos pertenecientes a empresas grandes y pequeñas que forman parte del índice.

En el Cuadro 3 se presenta de forma resumida los principales resultados para las series utilizadas. Los rendimientos representarían los de una cartera formada con todos los fondos de inversión y con una ponderación idéntica para cada una de sus rentabilidades.

Como se puede apreciar, la rentabilidad aportada a la cartera por cada uno de los factores utilizados varía significativamente.

Cuadro 3: Principales estadísticos para los distintos factores

	Correlaciones cruzadas							
	Rentabilidad	Desv. Típica	Fondo	Mercado	Libre de R.	SMB	HML	Mom
Fondo	10,02	15,27	1,00					
Mercado	14,49	21,07	0,96	1,00				
Libre de R.	4,16	0,60	0,02	0,05	1,00			
SMB	-24,51	36,04	-0,82	-0,82	0,02	1,00		
HML	12,34	17,08	-0,26	-0,29	-0,01	0,23	1,00	
MOM	29,93	24,40	0,10	0,06	-0,01	-0,20	-0,10	1,00

En el Cuadro 4 se incluyen los resultados de la estimación por MCO del modelo expuesto en [2] para una cartera idénticamente ponderada que incluye a todo el universo de fondos.

Cuadro 4: Principales estadísticos de los diferentes modelos basados en el CAPM

	Alfa	Mercado	SMB	HML	Mom	R ² Aj.
Jensen	-0,000937	0,6957772***	-	-	-	0,92
Fama-French	-0,001804	0,6287004***	-0,0515***	0,02107	-	0,92
Carhart	-0,00207*	0,6339374***	-0,047372**	0,02289	0,014102	0,92

(***), (**) y (*) denotan significatividad al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Dentro de los factores incluidos en Fama y French, tan sólo el SMB muestra una elevada significatividad para todos los modelos mientras que ni el HML ni el factor

Mom de Carhart presenta una importancia relevante como factor predictivo. Por su parte la variable mercado siempre aparece como determinante a la hora de establecer el resultado final por lo que presenta aún más relevancia la actuación habilidosa de los gestores de fondos a la hora de generar un valor en demasía a la inversión.

5. Gestores persistentes en España

Los datos que se presentan a continuación, Cuadro 5, analizan la persistencia exhibida en cualquiera de los modelos anteriores. En el cálculo de la significatividad de las alfas generadas se ha aplicado el algoritmo de simulación para diferentes combinaciones de métodos, Γ , γ y λ en función de los siguientes valores de los parámetros:

- País = {España}
- Método \in {Carhart, Fama-French, Jensen}
- $\Gamma \in \{0,005; 0,01; 0,025; 0,05; 0,1\}$
- $\gamma \in \{0,005; 0,01; 0,025; 0,05; 0,1\}$
- $\lambda \in \{0,05; 0,1; 0,15; \dots; 0,4; 0,45; 0,5\}$

Los resultados vienen a demostrar que centrándonos en los valores más pequeños de γ , aquellos que determinan los mejores ajustes a nivel agregado, tan sólo 1 o 2 gestores de fondos en el mercado español realmente son persistentes de un total de 72 y los resultados son homogéneos tanto para Carhart, Fama y French o Jensen. Este valor se incrementa algo más al considerar un Gamma general más elevado. El pFDR es razonablemente pequeño incluso para valores reducidos de lambda y gamma individual, creciendo en general con el valor individual de lambda, de lo que se puede inferir que

en la gestión de estos dos fondos realmente nos encontramos ante una situación de persistencia y que no se trata de una cuestión asociada con la suerte.

Por otra parte, en la última fila de cada uno de los métodos aparece el número de fondos que presentaría persistencia estadísticamente significativa según el método tradicional de contraste individual. Como se puede apreciar, el método tradicional sobreestima la presencia de persistencia para cada uno de los valores, siendo este fenómeno generalizado en todos los métodos. Se puede, por tanto, inferir que la eficiencia de los gestores en la generación de valor no parece ser tan elevada como a simple vista nos harían creer los métodos de contraste individualizados.

Cuadro 5: Simulación de persistencia en fondos españoles

Gamma Individual		0.001	0.005	0.010						
Lambda		0.050	0.100	0.150	0.200	0.250	0.300	0.400	0.500	
GAMMA General		0.005	0.010	0.025	0.050	0.100				
P VERDADERAMENTE SIGNIFICATIVO										
		Carhart						pFDR		
		GAMMA General						Gamma Individual		
		0.005	0.010	0.025	0.050	0.100	0.0010	0.0050	0.0100	
Lambda	0.05	1	2	2	2	15		0.3757	0.2389	0.1249
	0.10	1	2	2	10	16				
	0.15	1	2	2	11	16				
	0.20	1	2	2	11	17				
	0.25	2	2	2	11	17				
	0.30	2	2	2	11	17				
	0.35	2	2	2	11	17				
	0.40	2	2	2	11	17				
	0.45	2	2	2	11	17				
	0.50	2	2	2	11	17				
Tradicional		4	10	13	17	25				

		FamaFrench					pFDR		
		GAMMA General					Gamma Individual		
		0.005	0.010	0.025	0.050	0.100	0.0010	0.0050	0.0100
Lambda	0.05	1	1	2	3	10	0.4316	0.2476	0.1942
	0.10	1	1	2	4	13			
	0.15	1	1	2	4	13			
	0.20	1	2	2	4	13			
	0.25	1	2	2	6	13			
	0.30	1	2	2	4	13			
	0.35	1	2	2	6	13			
	0.40	1	2	2	6	13			
	0.45	1	2	2	4	13			
	0.50	1	1	2	4	11			
Tradicional		4	7	13	15	25			

		Jensen					pFDR		
		GAMMA General					Gamma Individual		
		0.005	0.010	0.025	0.050	0.100	0.0010	0.0050	0.0100
Lambda	0.05	2	2	2	2	5	0.4392	0.4951	0.2371
	0.10	2	2	2	2	5			
	0.15	2	2	2	2	6			
	0.20	2	2	2	2	6			
	0.25	2	2	2	2	6			
	0.30	2	2	2	2	6			
	0.35	2	2	2	2	6			
	0.40	2	2	2	2	5			
	0.45	2	2	2	2	5			
	0.50	2	2	2	2	6			
Tradicional		4	5	8	14	18			

6. Conclusiones

La obtención de persistencia positiva, esto es, ganar al mercado de forma reiterada es el objetivo final para los gestores de los fondos de inversión habida cuenta que su remuneración depende en gran medida de la consecución de este logro. Los métodos tradicionales indican que en España hay cierta persistencia en el rendimiento de los fondos. Estos rendimientos extraordinarios influyen de forma importante tanto en las ganancias de los gestores como de las empresas de inversión. No obstante, este hecho puede estar motivado en mayor medida por el método de análisis estadístico elegido que por una verdadera gestión eficiente. En esta investigación se demuestra que la metodología tradicional ha venido sobreestimando el efecto de la persistencia en los

gestores, debido a que no ha tomado en consideración ciertas propiedades estadísticas como, por ejemplo, la decisión sobre los fondos de forma simultánea.

Mediante la aplicación de un proceso estadístico que carece de estos hándicaps a una amplia muestra de fondos de inversión registrados en España, se demuestra como la persistencia que realmente existe en este mercado es mucho menor de lo que la literatura y los métodos tradicionales de contraste individual consideran. Tan sólo un 3% de los fondos muestran cierta persistencia en el comportamiento de su gestión mientras que más del 95% no presentan una evolución estadísticamente significativa distinta a la del mercado. La originalidad del método elegido en este análisis radica en que es relevante para el conjunto de fondos y no sólo en su consideración individual como es costumbre en la metodología tradicional utilizada.

Esta investigación es tan sólo un primer paso en la determinación de la habilidad real de los gestores siendo necesarias nuevas aportaciones que profundicen en el desarrollo de unas medidas más sofisticadas y que señalen unos resultados más robustos. Asimismo, otra línea de estudio consistiría en aplicar esta metodología a una muestra mayor de países con el objetivo de establecer si este comportamiento en la gestión de los fondos de inversión es un hecho asociado a la realidad del mercado español o más bien se trata de un fenómeno generalizado a nivel internacional.

Bibliografía

Benjamini, Y. and Y. Hochberg. 1995. "Controlling the false discovery rate: a practical and powerful approach to multiple testing." *Journal of the Royal Statistical Society B* 57, No. 1, 289-300.

- Benjamini, Y. and D. Yekutieli. 2001. "The control of the false discovery rate in multiple testing under dependency." *The Annals of Statistics* 29, No. 4, 1165-1188.
- Barras, L.; O. Scaillet; and R. Wermers. 2006. "False discoveries in mutual fund performance: Measuring luck in estimated alphas." *Robert H. Smith School Research Paper No. RHS 06-043*
- Carhart, M. 1997. "On persistence in Mutual Fund Performance." *The Journal of Finance* 52, No. 1, 57-82.
- Cuthbertson, K.; D. Nitzsche; and N. O'Sullivan. 2005. "Mutual Fund Performance: Skill or Luck?" *Cass Business School Research Paper*.
- Fama, E. and K. French. 1993. "Common Risk Factors in the Returns on Bonds and Stocks", *Journal of Financial Economics* 33, 3-53.
- Kosowski, R.; A. Timmermann; R. Wermers; and H. White. 2006. "Can Mutual Fund 'Stars' Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis." *Journal of Finance*, 61, 2551-2595.
- Lintner, J. 1965. "The Valuation of Risk Assets on the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets." *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37.
- Otten, R., and M. Schweitzer. 2002. "A Comparison Between the European and the U.S. Mutual Fund Industry." *Managerial Finance* 28, 14-35.
- Pastor, L and R. Stambaugh. 2002. "Mutual Fund performance and seemingly unrelated assets." *Journal of Financial Economics*, 63, 315-349.
- Sharpe, W. 1964. "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk." *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- Sharpe, W. 1991. "The Arithmetic of Active Management." *The Financial Analysts' Journal* 47, 7-9.

Storey, J. D. 2002. "A Direct Approach to False Discovery Rates." *Journal of the Royal Statistical Society B* 64, 479-498.