

**“LA RELACIÓN ENTRE LA INVERSIÓN Y LA  $Q$  DE TOBIN DE LAS EMPRESAS  
COLOMBIANAS LISTADAS EN BOLSA DURANTE EL PERIODO 2010-2018”**

**Presentado por:**

**William Abel Otero Millán**

**Colegio de Estudios Superiores de Administración**

**Maestría en Finanzas Corporativas**

**Bogotá, D. C.**

**2018**

**“LA RELACIÓN ENTRE LA INVERSIÓN Y LA  $Q$  DE TOBIN DE LAS EMPRESAS  
COLOMBIANAS LISTADAS EN BOLSA DURANTE EL PERIODO 2010-2018”**

**Presentado por:**

**William Abel Otero Millán**

**Directores:**

**Javier Bernardo Cadena Lozano**

**Miller Janny Ariza Garzón**

**Colegio de Estudios Superiores de Administración**

**Maestría en Finanzas Corporativas**

**Bogotá, D. C.**

**2018**

## Tabla de contenido

1. Introducción.....	5
2. Marco teórico.....	8
3. Estado del arte .....	12
4. Diseño metodológico .....	20
5. Resultados.....	27
6. Conclusiones.....	34
Referencias bibliográficas .....	36

## Índice de tablas

Tabla 1. Variables utilizadas usadas en los trabajos donde se relaciona relacionan la q de Tobin con las decisiones de inversión empresarial.....	18
Tabla 2. Variables utilizadas en el trabajo .....	20
Tabla 3. Resultados de la regresión.....	28

## 1. Introducción

Las decisiones de inversión en capital fijo de las empresas desempeñan, por un lado, un papel fundamental en la maximización de sus utilidades y, por otro, tienen consecuencias de tipo macroeconómico que afectan directamente al PIB de un país. Así las cosas, esta variable se constituye en un factor determinante de la capacidad de crecimiento, del nivel de productividad y de la generación de los ciclos económicos futuros, tal como lo señala Arteaga (2015). Dado esto, identificar los factores determinantes de la inversión empresarial se ha convertido para los economistas en una cuestión de indagación permanente.

Uno de los primeros enfoques para estudiar esta cuestión fue el de la teoría neoclásica. Según esta escuela, las empresas buscaban maximizar su utilidad, los agentes tenían información completa y existía neutralidad en el riesgo. Por ende, en los modelos de inversión neoclásica, el factor determinante de las decisiones de inversión en capital era el costo de este (la tasa de interés) y la variación de la producción.

Sin embargo, la evidencia empírica de que la tasa de interés es el factor determinante de las decisiones de inversión en las empresas no es concluyente, tal como lo muestran los trabajos de Jorgenson (1963), Petri (2010) y Chirinko (1993). Más aún, el modelo neoclásico ha sido criticado por su falta de rigurosidad y de fundamentación microeconómica (Alonso & Bentolila, 1992).

Posteriormente, se desarrolló un modelo alternativo de inversión que corrige muchos de los problemas del modelo neoclásico. Se trata de la *teoría q* de la inversión, que fue desarrollada por James Tobin (1969) y derivada matemáticamente por Hayashi (1982), usando un modelo de optimización intertemporal para la empresa. Esta teoría comprueba que hay una relación entre la tasa de inversión y la *q marginal*.

La *q marginal* es una razón que se puede definir como el valor de la empresa, cuando se adiciona una unidad de capital (numerador), dividido entre su costo de reposición (denominador). Así las cosas, si la razón es mayor que uno, hay incentivos para que la empresa invierta y, si es menor, no los hay Bentolila y Alonso (1992).

De acuerdo con Bentolila y Alonso (1992) y con Hayashi (1982), la *q marginal* no es observable. Sin embargo, coincide con la *q media*, que sí lo es. Esta última se define como la razón entre lo que está dispuesto a pagar el mercado por el derecho económico de los activos de la empresa (numerador) y el valor de esta en libros (o valor de reposición) (denominador). En otras palabras, es el costo que se debería desembolsar para tener los activos en las mismas condiciones (Blanch, 1988).

La *q media* tiene las siguientes características: por un lado, su construcción incluye la valoración bursátil del capital de la empresa (lo que incorpora, automáticamente, las expectativas de los agentes sobre la rentabilidad futura de las inversiones) y, por otro lado, permite contrastar empíricamente el modelo (tal como se demuestra en los trabajos de Bentolila y Alonso (1992), Blundell (1992) y Panigo y Oliveri (2007), entre otros).

En este trabajo, se estima la ecuación de la tasa de inversión en activos fijos usando la *q media* como variable principal. El objetivo principal es explicar el comportamiento de la tasa de inversión de las empresas, teniendo en cuenta la valoración que hace el mercado de los activos de la empresa con respecto a su valor de reposición (es decir, la *q media*) y controlando el modelo usando otras variables de origen financiero.

Así las cosas, la hipótesis principal que se va a contrastar en el trabajo es, si la  $q$  de Tobin tiene un efecto positivo en las decisiones de inversión de las empresas colombianas listadas en bolsa durante el periodo 2010-2018.

Adicionalmente se van a incluir, como hipótesis complementarias, los signos esperados y la significancia estadística esperada de las variables de control, agrupadas por afinidad conceptual, a saber: *rentabilidad, endeudamiento, liquidez, variable rezagada y tamaño*. En resumen, se trata de evaluar si estas variables contribuyen a explicar las decisiones de inversión de las empresas y si le respaldan la hipótesis principal.

En el primer capítulo, se hace una breve introducción. En el segundo, se desarrolla el marco teórico, en el cual se presentan las consideraciones teóricas sobre la tasa de inversión de las empresas y sobre la  $q$  de Tobin. En el tercero, se presenta el estado del arte sobre las evidencias empíricas de trabajos relacionados. En el cuarto, se detalla el diseño metodológico, la hipótesis que se contrastará, las variables y la muestra de información. En el quinto, se presentan los resultados obtenidos. Y, en el último, se desarrolla el contraste de las hipótesis planteadas, las conclusiones y la discusión del trabajo.

## 2. Marco teórico

El modelo propuesto por Tobin (1969) muestra que existe una relación directa entre la valoración financiera que hace el mercado de los activos de una empresa y las decisiones de inversión en estos bienes. Tobin definió una relación a la que denominó  $q$ : una razón que permite valorar los activos teniendo en cuenta diferentes dimensiones. Por un lado, el numerador evalúa lo que el mercado está dispuesto a pagar en cada momento por los activos de la empresa. Por otro, el denominador muestra el costo de reposición de los activos. La distancia entre el numerador y el denominador corresponde a la valoración diferencial que el mercado les atribuye a los activos productivos con respecto a su valor real intrínseco Blanch (1988).

Cuando la variable  $q$  es mayor que la unidad, esto significa que los activos de la empresa están valorados por encima de lo que cuesta su reposición:

La sobrevaloración financiera implica en términos contables la previa generación de unos importantes activos ficticios, en el seno de la empresa, como consecuencia de sus resultados comparativamente favorables. Luego, las ganancias de capital acumuladas incitarán a los agentes económicos a la construcción de empresas del mismo tipo, con la confianza de que también serán beneficiarias en un primer momento de una sobrevaloración financiera similar.

Surgiría, de este modo, una corriente de inversión productiva encaminada hacia determinadas actividades que se materializaría a través de la instalación de nuevas plantas o la ampliación de aquellas ya en funcionamiento [...]. En la posición opuesta de  $q$ , es decir, cuando no llega



al umbral unitario, revelando la inferioridad del valor de mercado con respecto al valor de reposición, quedaría racionalmente desaconsejado todo proyecto inverso de tipo expansivo. (Blanch, 1988, pp. 371-372)

El modelo de inversión  $q$  de Tobin (1969) fue derivado formalmente por Hayashi (1982), usando un marco de optimización intertemporal del valor presente de los beneficios futuros que asume supuestos tales como existencia de rendimientos constantes de escala, empresas tomadoras de precios, mercados eficientes y un nivel de *output* exógenamente determinado Panigo y Oliveri (2007). El modelo teórico de inversión que sustenta este trabajo es el desarrollado por Bentolila y Alonso (1992), que, a su vez, utiliza las ecuaciones de Hayashi (1982).

### **El modelo teórico propuesto**

Siguiendo a Bentolila y Alonso (1992), el modelo teórico que se desarrolla en este trabajo asume que las empresas funcionan en un mercado de competencia perfecta y buscan maximizar sus beneficios a través de los flujos de caja actuales y descontando los flujos futuros a una tasa de descuento  $\rho$  (que toma valores entre  $0 < \rho < 1$ ). La función objetivo es la siguiente:

$$Max E_t \left[ \sum_{n=0}^{\infty} \rho^n (P_{t+n} (F_{t+n}(K_{t+n}) - C_{t+n}(I_{t+n}, K_{t+n})) - P_{k,t+n} I_{t+n}) \right]$$

$$s. a.: K_{t+n} = (1 - \delta)(K_{t+n-1} + I_{t+n}), \text{ para } n = 0, 1, 2, 3, 4, \dots$$

Donde  $F(\cdot)$  es la función de producción, que depende únicamente del capital al inicio del periodo  $t$ . (Para simplificar el modelo, Bentolila y Alonso (1992) asumen que se tiene un único bien de capital, dado que los factores de producción variables ya se han sustituido en una

optimización anterior).<sup>1</sup>  $C(\cdot)$  es una función de costos asociados a la inversión bruta.  $I$  es la inversión que se realiza al principio del periodo.  $P$  es el precio del bien que produce la empresa.  $P_k$  es el precio del capital. Y  $\delta$  es la tasa de depreciación del capital.

La restricción que se plantea en el modelo implica que el *stock* de capital sigue una dinámica en el tiempo.

Dado el problema de maximización de la empresa, se tiene:

$$V_t[(1 - \delta)K_{t-1}] = \max[P_t(F_t(K_t) - C_t(I_t, K_{t-1})) - P_{k,t}I_t + \rho E_t\{V_{t+1}[(1 - \delta)K_t]\}]$$

s. a.:  $K_t = (1 - \delta)(K_{t-1} + I_t)$ . (1)

Restando la restricción en la función inicial y manteniendo  $K_t$  constante, se obtiene:

$$V'_t = P_t \left[ \frac{dC_t(I_t, K_{t-1})}{dI_t} \right] + P_{k,t}. \quad (2)$$

Se asume que la empresa tiene rendimientos constantes de escala en la función de producción y en los costos de ajuste. También se asume que la  $q$  de Tobin marginal es igual a la  $q$  media de Hayashi (1982):

$$Q_t = \frac{V'_t}{P_{kt}} = \frac{V_t}{P_{kt}K_t}. \quad (3)$$

Sustituyendo (2) en (3), se tiene:

$$C'_t \left( \frac{I_t}{K_{t-1}} \right) = \frac{P_{kt}}{P_t} (Q_t - 1) \cong Q_t. \quad (4)$$

---

<sup>1</sup> En la parte empírica, se distinguen cuatro tipos de bienes de capital. A efectos de este trabajo, se mantiene el mismo supuesto de un único bien de capital (K).

La ecuación (4) muestra la relación existente entre la tasa de inversión  $I/K$  y la  $q$  de Tobin.

Para la ecuación empírica, se emplea la  $q$  de Tobin media, dado que la  $q$  de Tobin marginal no es observable, como ya se mencionó.

Para la estimación econométrica, se usa una función cuadrática de los costos de ajuste con la siguiente característica:

$$C_t \left( \frac{I_t}{K_{t-1}} \right) = \left( \frac{1}{2\beta} \right) \left[ \frac{I_t}{K_{t-1}} - \alpha - u_t \right]^2. \quad (5)$$

Donde  $u_t$  es el costo: el término de error en los costos de ajuste. Un valor positivo de  $u_t$  implica, *ceteris paribus*, unos menores costos de ajuste.

Derivando (5) y sustituyendo en (4), se tiene:

$$\left( \frac{I_t}{K_{t-1}} \right) = \alpha + \beta q_t + u_t. \quad (6)$$

Esta ecuación (6) se puede estimar usando diferentes métodos econométricos. De ese modo, se puede demostrar la relación estadística entre la  $q$  de Tobin y la tasa de inversión fija.

### 3. Estado del arte

Los trabajos que relacionan la  $q$  de Tobin con las decisiones de inversión empresarial son abundantes y de diversas características. Muchos de estos involucran variables de control de origen financiero y variables *dummy* (que toman valores de 0 y 1) para evaluar la relación entre la  $q$  de Tobin y las decisiones de inversión, según la categoría de análisis: empresas pequeñas o grandes, sectores de la economía, periodos específicos entre otros.

Sin embargo, los trabajos revisados tienen en común la metodología econométrica que usan: la gran mayoría emplea metodologías de panel con efectos fijos y aleatorios y modelos dinámicos que permiten rezagar o adelantar las variables para hacer la estimación.

Los trabajos y sus resultados estadísticos sobre la relación entre la  $q$  de Tobin y las decisiones de inversión empresarial son múltiples. Pero se pueden catalogar en dos grupos o tipos, según el nivel de la significancia estadística que le confieren a esta variable.

Por un lado, están los trabajos que encuentran que la  $q$  de Tobin es un determinante estadísticamente significativo de las decisiones de inversión de una empresa.

Ese es el caso del trabajo adelantado por Bentolila y Alonso (1992), que estudiaron una muestra de 82 empresas españolas durante el periodo 1983-1987. En su modelo incluyeron variables financieras (como la tasa de autofinanciación y las ventas sobre el *stock* de capital) y vincularon variables cualitativas sectoriales. Su trabajo contrasta metodológicamente con el de Arellano y Bond (1991), que desarrollan un modelo econométrico que emplea la metodología de

momentos.<sup>2</sup> Otros trabajos que obtienen una relación estadísticamente significativa son los de Blundell (1992) y Gan (2007).

Por otro lado, están los trabajos que también encuentran que la  $q$  de Tobin mantiene una relación positiva y significativa con la inversión empresarial, pero que, asimismo, hallan que su poder explicativo empieza a caer cuando se involucran otras variables, que tendrían mayor poder explicativo.

Entre estos trabajos se encuentra el de Gala y Gomes (2012), que estudiaron 3.000 empresas (cuya información se encuentra en la base de datos de Compustat<sup>3</sup>), durante el periodo 1972-2010. Ellos evaluaron la relación entre la tasa de inversión y el tamaño de la empresa, la  $q$  de Tobin, el número de empleados, las ventas y el flujo de caja. Utilizaron un modelo de panel con efectos fijos y aleatorios que les permitió inferir que las ventas y el flujo de caja explicaban la tasa de inversión con mayor significancia estadística que la  $q$  de Tobin.

Otro trabajo en la misma dirección es el de Abel y Eberly (2012). Estos autores evaluaron, mediante un modelo de mínimos cuadrados ordinarios, la relación entre la tasa de inversión, como variable dependiente, y la  $q$  de Tobin y el flujo de caja, como variables independientes. Sus resultados fueron concluyentes: encontraron una relación estadísticamente significativa (o de poder explicativo) mayor para el flujo de caja que para la  $q$  de Tobin.

---

<sup>2</sup> Arellano y Bond (1991) elaboraron un estimador basado en el método generalizado de los momentos (GMM). Este utiliza variables instrumentales basadas en retardos y diferencias de todas las variables del modelo y está especialmente propuesto para paneles con muchos individuos y pocos periodos. Las posibles variables instrumentales y sus retardos las obtienen del método desarrollado por Hansen (1982) y Montero (2011).

<sup>3</sup> Compustat es una base de datos financieros, estadísticos y de mercado sobre empresas globales, activas e inactivas, en todo el mundo.

Otros trabajos han analizado la tasa de inversión como variable dependiente y como variable explicativa (esto es, rezagada) adicional del modelo.

Uno de los primeros trabajos de este tipo es el de Blundell (1992), que estudió 532 empresas del Reino Unido, durante el periodo 1975-1986, usando un panel dinámico no balanceado. Dentro de su modelo incluyó como variables de control el flujo de caja ponderado por el capital, los rezagos de la  $q$  de Tobin y la tasa de inversión. Sus resultados muestran que la  $q$  es un factor determinante y significativo para la inversión, pero, a la vez, que su coeficiente es muy pequeño. Asimismo, muestran que la variable de control de flujo de caja también tiene una relación notoria con las decisiones de inversión.

Otro trabajo en esta línea es el de Eberly, Rebelo y Vincent (2012). Su modelo incluyó como variables de control el flujo de caja y la tasa de inversión rezagada. Emplearon un panel de efectos fijos, aleatorios y *pooled* y estudiaron una muestra de 776 empresas estadounidenses durante el periodo 1981-2003. Sus resultados muestran que la inversión rezagada tiene un impulso determinante sobre las decisiones de inversión y permite mejorar la significancia estadística de la  $q$  de Tobin. Además, encuentran que el flujo de caja también resulta significativo.

Finalmente, Kogan y Papanikolaou (2013), además de la tasa de inversión rezagada, utilizaron el coeficiente *beta* del mercado y la  $q$  de Tobin como variables explicativas. En su trabajo examinaron empresas financieras y de servicios públicos de los Estados Unidos durante el periodo 1964-2008. Sus resultados muestran que hay una relación positiva entre las variables mencionadas y la tasa de inversión, especialmente en el caso de la inversión rezagada y de la  $q$  de Tobin.

Además de los dos tipos de trabajos anteriores, hay otro grupo de trabajos cuyo objetivo principal no era evaluar si la  $q$  de Tobin era un factor determinante clave para las decisiones de inversión empresarial, sino que se utilizó como variable de control en los trabajos.

Entre este tipo de trabajos se encuentra el de Baum, Caglayan y Talavera (2008), cuyo principal objetivo fue evaluar el papel del apalancamiento sobre el comportamiento de la inversión de las empresas manufactureras, en los Estados Unidos, durante el periodo 1988-2005. Su modelo usa variables financieras, como el flujo de caja y la  $q$  de Tobin, como variables de control. Sus resultados son similares a los del resto de la literatura: reportan coeficientes positivos y significativos, especialmente para la tasa de inversión rezagada, pero poca significancia de la  $q$  de Tobin.

Otro trabajo en esta línea es el de Gan (2007). Si bien este se propone mostrar cuál es el impacto de las fluctuaciones del mercado en el valor del colateral y cómo estas afectan las decisiones de endeudamiento y de inversión, la ecuación que utilizan en su modelo incluye la  $q$  de Tobin como una variable de control. Sus resultados establecen que la influencia de esta variable sobre las decisiones de inversión es significativa y positiva, pero tiene un peso menor que el de las demás variables del modelo.

Aparte de los trabajos anteriores, se encuentra el artículo de Bond *et al.* (2004). Este trabajo da luces sobre por qué la  $q$  de Tobin no presenta, en términos estadísticos, la contundencia esperada para explicar los cambios en la tasa de inversión de las empresas. Estos autores emplearon, como variables independientes, la rentabilidad esperada, la  $q$  de Tobin, los flujos de efectivos y el crecimiento en ventas. Y, como variable dependiente, utilizaron la tasa de inversión. De ese modo,

estudiaron 700 empresas del Reino Unido, rezagando y adelantando las variables independientes a través de la metodología de Arellano y Bond (1991).

Sus resultados muestran que la  $q$  de Tobin tiene una relación positiva con los factores determinantes de la inversión. Sin embargo, es una relación débil en términos estadísticos. Además, pierde poder explicativo cuando se incorporan otras variables, como el crecimiento de las ventas y la rentabilidad esperada.

El argumento de los autores para explicar por qué la  $q$  de Tobin no recoge efectivamente toda la información que influencia la toma de decisiones de inversión radica en la posibilidad de que esta variable esté sobredimensionada como consecuencia de burbujas en los mercados. Además, concluyen que variables como el flujo de caja y la rentabilidad esperada sí proporcionan información relevante sobre las decisiones de inversión empresarial.

Otro grupo más de trabajos evalúan las decisiones de inversión empresarial, pero no incluyen la variable  $q$  de Tobin en sus modelos. Entre estos, se encuentra el trabajo de Hanazaki y Liu (2007), que estudiaron empresas de Corea del Sur, Indonesia, Malasia, Filipinas y Tailandia durante el periodo 1994-2000. Su estudio busca establecer cómo el control familiar de una empresa determina los cambios en la tasa de inversión de dicha empresa. Las variables que usaron en su modelo fueron la ROA, la tasa de interés, el flujo de caja y la deuda (todas estas ponderadas por el *stock* de capital). También utilizaron variables *dummy* para evaluar el efecto de la concentración familiar de la propiedad.

Su trabajo argumenta que las empresas que son controladas por grupos familiares tienen menos incentivos para invertir en comparación con las empresas cuya propiedad no está concentrada en una familia. Además, hallan que el flujo de caja, la ROA y la deuda mantienen una



relación positiva con la tasa de inversión y son estadísticamente significativas, de modo que explican las decisiones empresariales.

Otro trabajo que asocia variables financieras a la determinación de la tasa de inversión es el de Biddle, Hilary y Verdi (2009). Su estudio evaluó cómo la mayor calidad de los informes financieros tiene una relación positiva con la inversión de la empresa. Para hacerlo, analizaron una muestra de 34.000 observaciones correspondientes al periodo 1993-2005 (que fue tomada de Compustat). Como variables de control, utilizaron el logaritmo de los activos totales, el flujo de caja, los indicadores de solvencia, la deuda a largo plazo, la edad de la empresa y variables *dummy*. Sus resultados muestran que la calidad de la información es un factor determinante de la tasa de inversión de las empresas. Además, muestran que la razón de solvencia, el logaritmo de los activos y el flujo de caja son variables con alto poder explicativo de la tasa de inversión de las empresas.

En conclusión, según la literatura revisada, existe una relación positiva entre la tasa de inversión en capital fijo y la  $q$  de Tobin, tal como, entre otros, lo señalan Bentolila y Alonso (1992) y Gala y Gomes (2012). Si la  $q$  de Tobin es mayor que la unidad, el mercado valora los activos de la empresa por encima de su costo de reposición y, por lo tanto, hay incentivos para incrementar la inversión. Por el contrario, si la  $q$  de Tobin es menor que la unidad, entonces no hay incentivos para incrementarla.

Abel y Eberly (2012) y Eberly, Rebelo y Vincent (2012), entre otros, además de indagar si la  $q$  de Tobin es un factor determinante de la inversión, controlan su modelo con variables como el flujo de caja y la tasa de inversión rezagada. La evidencia que estos trabajos ofrecen muestra que el flujo de caja mantiene una relación positiva con la tasa de inversión (la variable dependiente) con un nivel de significancia considerable. Con la incorporación del flujo de caja en el modelo se

busca establecer la existencia de posibles restricciones de liquidez en las decisiones empresariales de inversión.

Hanazaki y Liu (2007) y Biddle, Hilary y Verdi (2009) emplean variables financieras, como la relación de solvencia, la ROA y el tamaño de la empresa, a fin de establecer si estas variables determinan las decisiones de inversión. Por ejemplo, con respecto a la razón de solvencia, estos trabajos indagan sobre si la capacidad de responder por los pasivos de la empresa usando sus activos es un factor determinante de la inversión.

A continuación, en la tabla 1, se presentan las variables más utilizadas en la literatura revisada.

**Tabla 1. Variables utilizadas usadas en los trabajos donde se relaciona relacionan la q de Tobin con las decisiones de inversión empresarial**

	Variable	Cálculo	Total de veces usada
<i>Variable dependiente</i>	Inversión neta	$\text{Inversión} \div \text{stock de capital}$	21
<b>Total de la variable dependiente (inversión neta)</b>			<b>21</b>
<i>Variable principal</i>	q de Tobin	Valor de mercado de la empresa (en t-1) $\div$ valor de reposición del capital de la empresa (en t-1) = [(precio de las acciones $\times$ cantidad total de acciones calculadas) + pasivo total] (en t-1) $\div$ [activos no corrientes] (en t-1)	21
<b>Total de la variable principal (q de Tobin)</b>			<b>21</b>
<i>Rentabilidad</i>	ROE	Utilidad neta $\div$ patrimonio	3
	EBITDA	(Beneficios antes de impuestos, intereses, amortizaciones y dividendos) $\div$ activos no corrientes	3
	ROA	Utilidad neta $\div$ activos	
<b>Total de la variable rentabilidad</b>			<b>6</b>
<i>Endeudamiento</i>	Apalancamiento	Pasivo total $\div$ activos no corrientes	2
	Deuda de corto plazo $\div$ deuda total	Pasivo corriente $\div$ pasivo total	2
	Deuda tributaria $\div$ deuda total	Deudas fiscales y previsionales $\div$ pasivo total	1

	Deuda financiera ÷ deuda total	(Deuda financiera de corto plazo + obligaciones negociables de corto plazo + deuda financiera de largo plazo + obligaciones negociables de largo plazo) ÷ pasivo total	2
	Razón de endeudamiento	Activo ÷ pasivo	4
<b>Total de la variable endeudamiento</b>			<b>11</b>
<i>Liquidez</i>	Solvencia	Pasivo ÷ activo	2
	Tenencia de activos líquidos	Efectivo y valores negociables de corto plazo ÷ activos no corrientes	2
	Flujo de caja	Flujo de caja ÷ <i>stock</i> de capital	15
<b>Total de la variable liquidez</b>			<b>19</b>
<i>Actividad</i>	Ventas	Ventas ÷ <i>stock</i> de capital	12
	Crecimiento de las ventas	Tasa de crecimiento interanual de las ventas = (ingresos operativos – ingresos operativos t-4) ÷ (ingresos operativos t-4)	2
	Volatilidad de las ventas	Estimación <i>rolling</i> de la desviación estándar de la tasa de variación interanual de las ventas con una ventana móvil de ocho trimestres	1
<b>Total de la variable actividad</b>			<b>15</b>
	Inversión neta t-1	Inversión ÷ <i>stock</i> de capital t-1	15
<i>Otras</i>	Tamaño de la empresa	Logaritmo natural de activos totales	2
	Tasa de interés	Tasa de interés del mercado	1
<b>Total de otras variables</b>			<b>18</b>

**Fuente:** elaboración propia.

**Nota:** para calcular las variables más utilizadas se incluyeron otros trabajos importantes que no se mencionaron ni presentaron en este capítulo.

#### 4. Diseño metodológico

En este capítulo, se presenta los datos y las variables utilizadas en el trabajo, los métodos de estimación, los test de consistencia de las regresiones y el modelo potencial que se va a usar.

##### Datos y variables

Para desarrollar el trabajo se ha utilizado una base de datos de panel no balanceado proveniente de Bloomberg y la Superintendencia Financiera de Colombia. La base cuenta con 9.937 observaciones de 35 empresas colombianas no financieras que cotizan en la Bolsa de Valores de Colombia. La información usada es la que corresponde al periodo 2010-2018, con una frecuencia trimestral.

Con respecto a esta información total, luego se decidió reducir la muestra usada, debido a problemas de información para algunas empresas (huecos en las series) y la imposibilidad de construir algunas variables (tales como flujo de caja libre o crecimiento de las ventas) que, a la luz de los trabajos empíricos revisados, son estadísticamente relevantes para las decisiones de inversión empresarial.

La tabla 2 presenta las variables que se utilizan en este trabajo, así como la metodología empleada para calcularlas. Las variables se toman de los trabajos que fueron revisados y, en su mayoría, resumidos en el capítulo anterior.

**Tabla 2. Variables utilizadas en el trabajo**

Variable	Símbolo sigla	Cálculo	
<b>Variable dependiente</b>	Inversión neta	TI	Inversión ÷ <i>stock</i> de capital
<b>Variables independientes</b>	<i>q</i> de Tobin	<i>q</i>	Valor de mercado de la empresa (en $t-1$ ) ÷ valor de reposición del capital de la empresa (en $t-1$ ) = [(precio de las acciones × cantidad total de acciones calculadas) + pasivo total] (en $t-1$ ) ÷ [activos no corrientes] (en $t-1$ )

Inversión neta rezagada (t-1)	TI-1	Inversión (t-1) ÷ stock de capital (t-1)
ROE	ROE	Utilidad neta ÷ patrimonio
EBITDA	EBITDA	(Beneficios antes de impuestos, intereses, amortizaciones y dividendos) ÷ activos no corrientes
ROA	ROA	Utilidad neta ÷ activos
Apalancamiento	AP	Pasivo total ÷ activos no corrientes
Deuda de corto plazo ÷ deuda total	CPLAZO	Pasivo corriente ÷ pasivo total
Razón de endeudamiento	ED	Activo ÷ pasivo
Solvencia	SO	Pasivo ÷ activo
Tamaño	TM	Logaritmo natural de activos totales

**Fuente:** elaboración propia.

**Nota:** la metodología de cálculo se tomó de los trabajos estudiados en la revisión de la literatura. El cálculo de la  $q$  de Tobin se tomó directamente del trabajo de Panigo y Oliveri (2007).

La revisión de la literatura permite constatar que existen diferentes metodologías para calcular la  $q$  de Tobin. Esto se debe, en particular, a las características del denominador, que debe incluir el costo de reposición del capital fijo amortizable, el pasivo de la empresa, el valor de mercado del capital fijo no amortizable y el valor presente de las deducciones futuras por depreciación a una tasa de descuento, entre otros cálculos. Por eso, tal como lo señalan Bentolila y Alonso (1992), algunos de los criterios para calcular la variable son, dentro de un margen razonable, arbitrarios y están sujetos a discusiones.

Otro de los problemas para calcular la  $q$  de Tobin es la dificultad para asociar a las magnitudes económicas su correspondiente concepto contable. Otra dificultad adicional es la de calcular el valor de mercado a partir de los valores contables<sup>4</sup> Alonso y Bentolila (1992). En este

<sup>4</sup> El trabajo de Hoshi y Kashyap (1990) explica los problemas de calcular la  $q$  de Tobin a partir de datos contables Alonso y Bentolila (1992).

trabajo, se ha optado por calcular la  $q$  de Tobin de la misma manera en que lo hacen Panigo y Oliveri (2007), pues, para calcularla, estos autores usan la mayoría de las variables teóricas.

### **Métodos de estimación y modelos**

Dadas las características de este trabajo, que combina información de corte transversal y de series de tiempo, se emplea una metodología econométrica diseñada específicamente para estimaciones con datos de panel. Esta metodología permite capturar la heterogeneidad no observable tanto de las empresas como del tiempo.

Entre los modelos de datos de panel se encuentran los modelos de efectos fijos y los de efectos aleatorios. Los primeros consideran que existe un término constante diferente para cada entidad y suponen que los efectos individuales son independientes entre sí. Los segundos consideran que los efectos individuales no son independientes entre sí, sino que están distribuidos aleatoriamente alrededor de un valor dado. En estos modelos, se considera que tanto el impacto de los múltiplos, o indicadores, como las características propias de cada entidad son diferentes.

A continuación, se presenta, de manera esquemática, el formalismo de cada uno de estos modelos.

#### **Método de efectos fijos (MEF):**

Como ya se mencionó, este tipo de modelo de datos de panel considera que las diferencias entre las entidades son fijas y no aleatorias. La estructura general de este tipo de modelo se formaliza de la siguiente manera:

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it} \quad (7)$$

Donde:

$y_{it}$  es la variable dependiente, en el periodo  $t$ , para el individuo  $i$  (en este caso, la tasa de inversión de la empresa  $i$ ).

$\alpha$  es el intercepto.

$\beta$  es la pendiente asociada a las variables explicativas.

$i$  es un vector de  $k \times 1$  parámetros que van a ser estimados.

$X_{it}$  es un vector de  $1 \times k$  observaciones sobre las variables explicativas, con  $t = 1, \dots, T$  (solo se presenta la estructura de panel balanceado) y con  $i = 1, \dots, N$ .

$u_{it}$  es un término de error aleatorio que se descompone en un efecto individual específico  $u_i$  y en un término de disturbio aleatorio  $v_{it}$  (que varía sobre el tiempo y las entidades):

$$u_{it} = u_i + v_{it} \quad (8)$$

Estimar este modelo supone que las variables independientes no están correlacionadas con los errores de las observaciones y que cumplen con los supuestos del modelo clásico. Se estima usando mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

### **Método de efectos aleatorios (MEA):**

A este tipo de modelos también se le denomina modelos de componentes de la varianza. Su estructura general se formaliza de la siguiente manera:

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + w_{it} \quad (9)$$

La diferencia con la estructura formal del modelo de efectos fijos radica en el término de error  $w_{it}$ , el cual es compuesto:

$$w_{it} = \varepsilon_i + v_{it} \quad (10)$$

La heterogeneidad se modela a través del término  $\varepsilon_i$ , sobre el cual se asume que tiene media cero, es independiente de los términos  $v_{it}$ , tiene varianza constante  $\sigma_\varepsilon^2$  y es independiente de las variables  $X_{it}$ .

Dicho de otra forma:

$$E(v_{it}) = E(\varepsilon_i) = 0.$$

$$E(v_{it}^2) = \sigma_v^2.$$

$$E(\varepsilon_i^2) = \sigma_\varepsilon^2.$$

$$E(v_{it}\varepsilon_j) = 0, \text{ para cada } i, t \text{ y } j.$$

$$E(v_{it}v_{js}) = 0, \text{ si } t \neq s \text{ o si } i \neq j.$$

$$E(\varepsilon_i\varepsilon_j) = 0, \text{ si } i \neq j.$$

De modo que...

$$E(w_{it}^2) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2 \text{ y}$$

$$E(w_{it}w_{is}) = \sigma_\varepsilon^2, t \neq s. \quad (11)$$

Por lo tanto, la hipótesis nula es la siguiente:

Los errores individuales no están correlacionados entre sí ni con la unidad de tiempo ni con el corte transversal.



Para rechazar o no rechazar esta hipótesis nula, es necesario hacer, al menos, dos test. Este modelo se estima usando mínimos cuadrados generalizados (MCG).<sup>5</sup>

Para determinar el modelo por utilizar (MEF o MEA) y constatar si los efectos fijos de las empresas analizadas pueden o no considerarse iguales, se aplican, entonces, el test de Hausman y el test de redundancia.

El test de Hausman analiza las correlaciones entre las variables independientes y el término de error. Esto permite evaluar la consistencia de los estimadores de los MEF y MEA.

Otro test que se aplica es el de redundancia de efectos fijos. Este permite corroborar si los efectos fijos de las empresas analizadas son conjuntamente significativos e iguales a cero. Si no se rechaza la hipótesis nula, significa que los coeficientes son constantes. En ese caso, entonces, se utiliza un modelo *pooled*.

Partiendo del modelo teórico formalizado en la ecuación (6) (capítulo 2), se plantea, de manera tentativa, el siguiente modelo (que incluye la variable principal y las variables de control que van a permitir varias posibilidades de modelación):

$$TI_{i,t} = \alpha + \beta_1 q_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 ROE_{i,t} + \beta_4 EBITDA_{i,t} + \beta_5 AP_{i,t} + \beta_6 ED_{i,t} + \beta_7 SO_{i,t} + \beta_8 CPLAZO_{i,t} + \beta_9 TM_{i,t} + u_{it} \quad (12).$$

Para empezar, se estimó este modelo usando únicamente la  $q$  de Tobin. Luego, se evaluó su significancia, incorporando variables de control y variables rezagadas (tal como lo describe la

---

<sup>5</sup> Un análisis más detallado y profundo de las metodologías de datos de panel se encuentra en (Judge, 1985) y en (Balatagi, 2008).

literatura). Finalmente, aplicando los test ya descritos, se estimaron el MEF, el MEA y el modelo *pooled*.

De esta manera, se determinó cuál es el modelo más consistente y robusto (MEF o MEA o *pooled*) para presentar los resultados y establecer si la  $q$  de Tobin efectivamente tiene o no una relación con la tasa de inversión.

## 5. Resultados

Para comenzar, se estimó el modelo solo con la  $q$  de Tobin. Sin embargo, los resultados fueron que esta variable no es significativa para explicar las decisiones de inversión de las empresas. Estos resultados se alinean con los de Bentolila y Alonso (1992), que concluyen que, en países poco desarrollados, esta variable resulta, por sí sola, poco significativa para recoger las expectativas del mercado.

Luego, en concordancia con la literatura revisada y la disponibilidad de información, se incluyeron en el modelo otras variables de control ecuación No 12, rezagando las variables dos periodos e incluyendo la variable dependiente rezagada. Esta nueva versión del modelo se estimó usando efectos fijos y aleatorios. Los resultados muestran que, de ese modo, se incrementa la significancia estadística de la  $q$  de Tobin.

En este punto, para determinar el modelo más adecuado (MEF o MEA o *pooled*), se aplicó el test de Hausman. Sin embargo, tal como lo muestra la tabla 3, resultó significativa solo al 10 % (con una probabilidad de 0,06). En términos de significancia, este resultado suscitó dudas para escoger el modelo, pues esta probabilidad no permite seleccionar ningún modelo con contundencia.

Al estimar el modelo con efectos fijos, se hizo la prueba de redundancia. Sin embargo, tal como se observa en la tabla 3, no se rechaza. Finalmente, se estimó el modelo *pooled*.

La tabla 3 compara los resultados de estos tres modelos. Para cada uno, se señalan (con asteriscos) las variables que resultaron estadísticamente significativas al 1 %, 5 % y 10 %.

**Tabla 3. Resultados de la regresión.**

Variable dependiente	Tasa de inversión		
	Modelos	MEF	MEA
Variables	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes
C	2,302	0,389	0,389
TI-1	-0,192***	-0,146***	-0,146***
TI-2	-0,003	-0,002	-0,002
q	0,329***	0,398***	0,398***
q-1	-0,310**	-0,325**	-0,325**
q-2	-0,106	-0,07	-0,07
ROA	-0,072***	-0,060**	-0,060**
ROA-1	0,065**	0,074**	0,074**
ROA-2	-0,018	-0,011	-0,011
ROE	0,023**	0,016*	0,016*
ROE-1	-0,018	-0,020*	-0,020*
ROE-2	0,001	-0,001	-0,001
EBITDA	-1,298*	-0,7826	-0,782
EBITDA-1	-0,413	-0,054	-0,054
EBITDA-2	-0,168	0,219	0,219
AP	-0,508*	-0,288	-0,288
AP-1	0,04	-0,078	-0,078
AP-2	0,222	0,363	0,363
ED	0,211*	0,128	0,128
ED-1	-0,141	-0,137	-0,137
ED-2	0,008	0,001	0,001
CPLAZO	-0,159	-0,055	-0,055
CPLAZO-1	-0,219**	-0,117	-0,117
CPLAZO-2	-0,053	0,057	0,057
SO	-0,004**	-0,001	-0,001
SO-1	0,001**	0	0
SO-2	0	0	0
TM	1,127***	1,101***	1,101***
TM-1	-0,316	-0,239	-0,239
TM-2	-0,936***	-0,879***	-0,879***
F-statistic	2,049***	3,005***	3,005***
<b>Effects Specification</b>			
		<b>S, D</b>	<b>RHO</b>
Cross-section random	N/A	0	0
Idiosyncratic random	N/A	0,517	1
<b>Weighted Statistics</b>			
R-squared	0,163	0,111	0,111
Adjusted R-squared	0,084	0,074	0,074
S, E, of regression	0,517	0,519	0,519
Sum squared resid	176,516	187,485	187,485
<b>Test de Hausman</b>			
Test summary	N/A	Chi-Sq. Statistic	N/A
Cross-section random	N/A	41,059*	N/A
<b>Redundant Fixed Effects Test</b>			
Efects Test	Statistic	N/A	N/A
Cross-section Chi-square	43,707	N/A	N/A

**Fuente:** elaboración propia con cálculos propios

**Nota:** \* significativo al 10 %; \*\* significativo al 5 %; \*\*\* significativo al 1 %.

En los tres modelos, los resultados son, en su mayoría, consistentes, tanto en los signos de las variables como en su nivel de significancia. Especialmente, en el caso de la variable principal: la  $q$  de Tobin contemporánea o actual resultó tener un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre las decisiones de inversión de las empresas de la muestra durante el periodo estudiado. Este resultado se alinea con los trabajos de Bentolila y Alonso (1992), Blundell (1992), Bond *et al.* (2004), Eberly, Rebelo y Vincent (2012) y Arteaga (2015).

Sin embargo, cuando se incluye en el modelo el rezago de la  $q$  de Tobin, el coeficiente beta de esta variable resulta negativo y estadísticamente significativo. Y este resultado sí es opuesto a la evidencia empírica de la mayoría de trabajos revisados, en los cuales el signo del coeficiente beta es positivo.

Siguiendo el trabajo de Panigo y Oliveri (2007), esto puede explicarse de la siguiente manera: puede deberse más a un comportamiento estratégico de los administradores de las empresas que a un contrasentido económico. Es decir, un aumento de la  $q$  de Tobin no generaría un incremento de la tasa de inversión en el siguiente periodo debido a una estrategia, de los administradores de las empresas, de esperar a ver qué pasa (*wait to see*), una que estos consideran apropiada en un mercado bursátil poco desarrollado y muy volátil.

Si bien las características del mercado bursátil colombiano son similares a las descritas en el estudio de Panigo y Oliveri (2007), los resultados alcanzados en este trabajo no permiten probar o rechazar esa posible explicación. Para eso, es necesario realizar labores adicionales de investigación que quedan por fuera del alcance de este trabajo.

Además de la variable principal, se encuentra que algunas variables de control, como las variables de rentabilidad, son relevantes para explicar las decisiones de inversión empresarial.

Tal es el caso de la ROE, que resulta estadísticamente significativa, y del signo esperado (positivo), en los tres modelos de regresión. Este resultado es similar al encontrado por Arteaga (2015) y deja ver que hay una relación directa entre la rentabilidad en función de los recursos propios y la tasa de inversión de la empresa.

Más aún, en el modelo se incluyó también esta misma variable, pero rezagada, para evaluar si los resultados de rentabilidad de periodos anteriores tenían efectos sobre la inversión actual. Al respecto, en la mayoría de los modelos, los resultados fueron no significativos y los signos no fueron los esperados.

Otra variable de control incluida de este tipo fue la ROA. La relación entre el beneficio neto, los activos totales de una empresa y las decisiones de inversión resultó estadísticamente significativa en el tiempo actual. Sin embargo, el signo negativo no fue el esperado y fue un resultado opuesto al de Hanazaki y Liu (2007), en el cual el signo fue positivo. (En este trabajo nos pareció relevante incluir la variable y evaluar el grado de eficiencia de los activos totales de la empresa para generar beneficios por ellos mismos y su relación con la inversión).

Con todo, al rezagar la variable un periodo, se torna estadísticamente significativa y obtiene el signo esperado, lo que evidencia que las decisiones de inversión en activos se determinan en el pasado.

Finalmente, de este grupo de variables de rentabilidad, se incluyó también el EBITDA. En la mayoría de los modelos estimados en este trabajo, dicha variable resultó estadísticamente no significativa y de signo negativo. Estos resultados no se alinean con lo encontrado por Gan (2007), Panigo y Oliveri (2007) y Elosegui, Español y Panigo (2006), para quienes el signo resultó positivo y con una significancia estadística considerable.

No obstante, cabe resaltar que, en el modelo de efectos fijos, esta variable sí resultó significativa al 10 %, aunque de signo negativo, lo que se puede explicar de la siguiente manera: el EBITDA es un indicador de rentabilidad que no considera el endeudamiento de la empresa; por ende, un aumento de este indicador se puede deber a un alto nivel de apalancamiento; en cuyo caso, la capacidad real de la empresa para obtener beneficios puede verse reducida y su incentivo para invertir en activos fijos puede verse disminuido.

Justamente, otro grupo de variables de control que se incluyeron en el modelo fueron las de endeudamiento. Para el caso concreto del apalancamiento (AP), la variable se estimó en el tiempo actual y con uno y dos rezagos. Los resultados de las variables rezagadas no resultaron estadísticamente significativos en ninguno de los modelos. Sin embargo, cuando se estimó usando efectos fijos, el apalancamiento actual resultó ser estadísticamente significativo y tener signo negativo.

Este resultado concuerda con lo encontrado por Panigo y Oliveri (2007). A medida que el nivel de apalancamiento es mayor, las decisiones de inversión se reducen. Tal como lo señalan Elosegui, Español y Panigo (2006), el nivel de apalancamiento se convierte en una variable de riesgo que enfrenta la empresa (pues este nivel mide la cantidad de pasivos que están respaldados por los activos no corrientes).

En la mayoría de los modelos que se estimaron, la razón de endeudamiento (ED) resultó ser estadísticamente no significativa y tener signo positivo. Estos resultados son diferentes a los obtenidos por Elosegui, Español y Panigo (2006) y por Arteaga (2015), según los cuales las variables de endeudamiento tuvieron signos negativos. Al igual que el apalancamiento, esta

variable se convierte en un indicador de riesgo que mide cuán respaldado está el pasivo total de la empresa por la totalidad de sus activos.

Finalmente, se incluyó el endeudamiento a corto plazo (CPLAZO). Esta variable resultó tener el signo esperado, pero, en la mayoría de los modelos estimados, no fue estadísticamente significativa. Sin embargo, en el modelo de efectos fijos, sí resultó estadísticamente significativa y tuvo el signo esperado. Este resultado concuerda con los resultados de Panigo y Oliveri (2007), según los cuales la estructura de financiamiento sí resulta relevante para las decisiones de inversión de la empresa.

En cuanto a las variables de liquidez, tanto la estimación actual como la rezagada uno y dos periodos de la mayoría de los modelos arrojaron que la solvencia (SO) no era estadísticamente significativa. Sin embargo, las variables rezagadas tuvieron signo positivo. Al respecto, los resultados del modelo de efectos fijos son los mismos que los obtenidos por Arteaga (2015), que encontró que el coeficiente de solvencia mantiene una relación negativa y estadísticamente significativa con la tasa de inversión.

Por su parte, el análisis del tamaño de la empresa (TM) arroja resultados que son similares a los obtenidos por Panigo y Oliveri (Panigo & Oliveri, 2007), según los cuales, para la muestra de empresas grandes, el coeficiente resultó estadísticamente significativo y de signo positivo.

Finalmente, en el modelo también se incluyó la tasa de inversión pero rezagada, a fin de establecer la relación entre la tasa de inversión actual y la tasa de inversión de uno o dos periodos anteriores.



Los resultados econométricos de los modelos estimados muestran coeficientes de signo negativo y estadísticamente significativo cuando la variable se rezaga un periodo. Este resultado se alinea con lo encontrado por Arteaga (2015). Sin embargo, difiere de los resultados de los trabajos de Blundell (1992), según los cuales los coeficientes son significativos y de signo positivo, y de los de Bond *et al.* (2004), Baum, Caglayan y Talavera (2008), Abel y Eberly (2012) y Gan (2007), según los cuales la relación es positiva.

## 6. Conclusiones

Para la muestra analizada, que, en este caso, incluye la mayoría de las empresas que participan en el mercado bursátil colombiano, este trabajo demuestra empíricamente el modelo teórico de la  $q$  de Tobin.

Cuando se estima la  $q$  de Tobin sin variables de control, este trabajo halla que dicha variable no es significativa. Esto corrobora el resultado de Bentolila y Alonso (1992) de que, en países con mercados bursátiles poco desarrollados, como el colombiano, la  $q$  de Tobin resulta estadísticamente no significativa para determinar las decisiones de inversión (pues no recoge las expectativas del mercado e indica ineficiencias de este).

Asimismo, ofrece evidencia empírica de que, cuando se incluyen variables de control de origen financiero, la  $q$  de Tobin tiene una relación positiva y significativa con la tasa de inversión en activos fijos.

Además, proporciona evidencia empírica de que las variables de control contemporáneas (tales como la ROE y el tamaño de la empresa) son relevantes para determinar la tasa de inversión.

Más aún, evidencia que la tasa de inversión no solo depende de variables contemporáneas, sino que depende también de variables rezagadas un periodo (como es el caso del endeudamiento a corto plazo y la ROA).

En el desarrollo del trabajo se tuvo como factor limitante la disponibilidad de datos, lo que impidió construir y usar variables como el flujo de caja, (una variable que, según la literatura, es relevante en las estimaciones).

Otra de las dificultades del trabajo fue escoger una de las varias metodologías que ofrece la literatura para calcular la  $q$  de Tobin. De hecho, como lo señalan Bentolila y Alonso (1992), algunos cálculos pueden considerarse, dentro de cierto margen razonable, arbitrarios y sujetos a discusión.

Si bien este trabajo demuestra la relación entre la  $q$  de Tobin y la tasa de inversión cuando se incluyen variables de control, para futuros trabajos queda la cuestión de establecer cómo esta relación se puede traducir en una estrategia concreta de inversión.

## Referencias bibliográficas.

- Abel, A. & Eberly, J., 2012. Investment, valuation, and growth options. *Quarterly Journal of Finance*, 2(1), pp. 1-35.
- Alonso, C. & Bentolila, S., 1992. *La relación entre la inversión y la Q de Tobin en las empresas industriales españolas*, Madrid: Banco de España.
- Arellano, M. & Bond, S., 1991. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Oxford University Press*, 58(2), pp. 277-297.
- Arteaga, N. V., 2015. *Inversión en capital fijo y la Q de Tobin: evidencia empírica en empresas españolas*, Valladolid: Universidad de Valladolid.
- Balatagi, B. H., 2008. *Econometric Analysis of Panel Data*. 4 ed. s.l.:John Wiley & Sons.
- Baum, C., Caglayan, M. & Talavera, O., 2008. Uncertainty determinants of firm investment. *Economics Letters*, 98(3), pp. 282-287.
- Biddle, G., Hilary, G. & Verdi, R., 2009. How does financial reporting quality relate to investment efficiency?. *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), pp. 112-131.
- Blanch, J., 1988. Inversión y teoría Q en la economía española. En: *Cuadernos de Economía*. Barcelona: s.n., pp. 367-388.
- Blundell, R., 1992. Investment and Tobin's Q: Evidence from company panel data. *Journal of Econometrics*, pp. 233-257.

- Bond, S. y otros, 2004. The roles of expected profitability, Tobin's Q and cash flow in econometric models of company investment. *The Institute for Fiscal Studies*.
- Chirinko, R., 1993. Business fixed investment spending: Modeling strategies, empirical results, and policy implications. *Journal of Economics Literature*, diciembre, 31(4), pp. 1875-1911.
- Eberly, J., Rebelo, S. & Vincent, N., 2012. What explains the lagged-investment effect?. *Journal of Monetary Economics*, 59(4), pp. 370-380.
- Elosegui, P., Español, P. & Panigo, D., 2006. Metodologías alternativas para el análisis de las restricciones al financiamiento en Argentina. *Banco Central de la República Argentina*, abril.
- Gala, V. & Gomes, J., 2012. Beyond Q: Estimating investment without asset prices. *Working Paper Series*, pp. 1-48.
- Gan, J., 2007. Collateral, debt capacity, and corporate investment: Evidence from a natural experiment. *Journal of Financial Economics*, 85(3), pp. 709-734.
- Hanazaki, M. & Liu, Q., 2007. Corporate governance and investment in East Asian firms—empirical analysis of family-controlled firms. *Journal of Asian Economics*, 18(1), pp. 76-97.
- Hansen, L. P., 1982. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), pp. 1029-1054.
- Hayashi, F., 1982. Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica*, enero, 50(1), pp. 213-224.

- Hoshi, T. & Kashyap, A., 1990. Evidence on q and investment for Japanese firms. *Econopapers*, 4(4), pp. 371-400.
- Jorgenson, D., 1963. Theory and investment behavior. *The American Economic Review*, mayo, 53(2), pp. 247-259.
- Judge, G., 1985. *The Theory and Practice of econometrics*. 2 ed. s.l.:W.E, Hill .
- Kogan, L. & Papanikolaou, D., 2013. Firm characteristics and stock returns: The role of investment-specific shocks. *The Review of Financial Studies*, 29(11), pp. 2718-2759.
- Montero, R., 2011. Efectos fijos o aleatorios: test de especificación. Documentos de Trabajo. junio.
- Panigo, D. & Oliveri, M. L., 2007. Determinantes de la inversión corporativa en empresas que cotizan en Bolsa. Evidencia empírica para Argentina (1994-2004). *Centro para la la Estabilidad Financiera*.
- Petri, F., 2010. *Bringing sense back to the theory of aggregate investment*, Roma: s.n.
- Tobin, J., 1969. A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, febrero, 1(1), pp. 15-29.