



Universidad de Valladolid

**MÁSTER DE INVESTIGACIÓN EN
CONTABILIDAD Y GESTIÓN FINANCIERA**

TRABAJO FIN DE MÁSTER

**“Inversión en capital fijo y Q de Tobin:
evidencia empírica en empresas españolas”**

Autor: Nelson Vladimir Arteaga Meneces

Tutor: Dr. José Miguel Rodríguez Fernández

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Universidad de Valladolid

VALLADOLID, JUNIO 2015

AGRADECIMIENTOS

Quiero comenzar agradeciendo a Dios por brindarme sabiduría y fortaleza para afrontar cada uno de los retos durante mi estancia en España.

A mi familia, mi mamá Gladys y mis hermanos Rolando, Lizeth y Jaquelin por su apoyo constante en el transcurso de este tiempo.

A mi tutor Dr. José Miguel Rodríguez Fernández por la dedicación y paciencia en la guía de la presente tesis.

Al Mg. Iván Stanimirov Stoychev por la ayuda brindada en la realización del estudio.

Al programa “Erasmus Mundus – proyecto Mundus Lindo” por darme la beca para realizar mis estudios superiores en España.

A mis amigos (a) y compañeros de la maestría.

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN	1
1. FUNDAMENTACIÓN Y EVIDENCIAS EMPÍRICAS.....	3
1.1. Fundamentación teórica.....	3
1.2. Modelo de inversión.	4
1.3. Evidencia empírica.	7
2. DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN.	23
2.1. Hipótesis a contrastar.....	23
2.2. Muestra, fuente de datos y variables de análisis.....	25
2.3. Modelos y métodos de estimación.	29
2.3.1. Método de efectos fijos.	30
2.3.2. Método de efectos aleatorios.....	31
2.3.3. Test de especificación de Hausman.	33
2.3.4. Modelo de mínimos cuadrados generalizados factibles.	34
2.3.5. Regresión con errores estándares corregidos por autocorrelación y heterocedasticidad (Prais-Winsten).	34
2.3.6. Regresión con errores estándar corregidos por autocorrelación y heterocedasticidad (Driscoll–Kraay).	36
2.3.7. Modelos dinámicos: método generalizado de momentos.	37
2.4. Estrategia estadística y econométrica de la investigación.	38
3. RESULTADOS Y CONTRASTE DE HIPÓTESIS.	44
3.1. Análisis descriptivo y de correlaciones.....	44
3.2. Regresión agrupada.....	46
3.3. Estimación de los modelos estáticos: efectos fijos y efectos aleatorios. Test de Hausman.	47
3.3.1. Efectos fijos.	47
3.3.2. Efectos aleatorios.	48
3.3.3. Test de Hausman.	49
3.4. Análisis de autocorrelación y heterocedasticidad en efectos fijos y efectos aleatorios. Test de Hausman robusto.....	50
3.4.1. Contraste de autocorrelación.....	50
3.4.3. Test de Hausman robusto.	52
3.5. Estimación por mínimos cuadrados generalizados factibles.	53

3.6. Regresión con errores estándar corregidos por heterocedasticidad (Prais-Winsten).....	53
3.7. Regresión con errores estándar corregidos por heterocedasticidad (Driscoll-Kraay).....	54
3.8. Estimación de modelos dinámicos.....	55
3.9. Resultados globales del contraste de las hipótesis de partida.....	64
4. CONCLUSIONES.....	66
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	68
ANEXOS.....	74
Anexo 1. Estadísticos descriptivos.....	74
Anexo 2. Análisis de correlaciones de las variables.....	74
Anexo 3. Regresión agrupada.....	75
Anexo 4. Estimación con efectos fijos.....	75
Anexo 5. Estimación con efectos aleatorios.....	76
Anexo 6. Contraste de Breusch-Pagan para efectos aleatorios.....	76
Anexo 7. Contraste de Hausman.....	76
Anexo 8. Contraste de autocorrelación para efectos fijos y efectos aleatorios.....	77
Anexo 9. Contraste de heterocedasticidad para efectos fijos.....	77
Anexo 10. Contraste de heterocedasticidad para efectos aleatorios.....	77
Anexo 11. Estimación por mínimos cuadrados generalizados factibles.....	77
Anexo 12. Estimación con errores estándares Prais-Winsten.....	78
Anexo 13. Estimación con errores estándares de Driscoll-kraay.....	78
Anexo 14. Modelos con variable explicativa Q de Tobin.....	79
Anexo 15. Modelos con variable explicativa ROE.....	80
Anexo 16. Modelos con variable explicativa coeficiente de solvencia.....	82
Anexo 17. Modelo general de posibles combinaciones.....	83

ÍNDICE DE CUADROS

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros.....	8
Cuadro 2. Fuente de las variables de estudio.....	25
Cuadro 3. Empresas incluidas en la muestra.....	26
Cuadro 4. Variables incluidas en el análisis.....	29
Cuadro 5. Diagrama de las estimaciones de los modelos estáticos y dinámicos.....	42
Cuadro 6. Estadísticos descriptivos.....	44
Cuadro 7. Correlaciones bivariadas de Pearson entre las variables.....	45
Cuadro 8. Regresión agrupada.....	46
Cuadro 9. Estimación del modelo con efectos fijos.....	47
Cuadro 10. Estimación del modelo con efectos aleatorios.....	48
Cuadro 11. Contraste Breuch-Pagan del modelo de efectos aleatorios.....	49
Cuadro 12. Contraste de Hausman.....	50
Cuadro 13. Contraste de autocorrelación.....	51
Cuadro 14. Contraste de heterocedasticidad para efectos fijos.....	51
Cuadro 15. Contraste de heterocedasticidad para efectos aleatorios.....	52
Cuadro 16. Contraste robusto de Hausman.....	52
Cuadro 17. Estimación del modelo por mínimos cuadrados generalizados factibles.....	53
Cuadro 18. Estimación del modelo con errores estándares Prais-Winsten.....	54
Cuadro 19. Estimación con errores estándar corregidos por heterocedasticidad (Driscoll-Kraay).....	55
Cuadro 20. Estimación de modelos dinámicos variable explicativa Q de Tobin.....	56
Cuadro 21. Estimación de modelos dinámicos variable explicativa ROE.....	58
Cuadro 22. Estimación de modelos dinámicos variable explicativa coeficiente de solvencia.....	60
Cuadro 23. Modelo general de posibles combinaciones.....	62
Cuadro 24. Resultados del contraste de hipótesis.....	64

INTRODUCCIÓN

Es indudable la importancia de las inversiones en el ámbito empresarial, cuya decisión de invertir viene determinada por diversos factores y circunstancias, teniendo su efecto en el entorno microeconómico en que se desenvuelve la empresa y por ende en el ámbito macroeconómico. En este último, la inversión determinará el ritmo en que la economía aumenta su stock de capital físico y, por lo tanto, contribuirá a determinar la evolución a largo plazo del crecimiento y de la productividad de la economía, como la generación de ciclos económicos.

Por ello, los economistas han desarrollado diversas teorías y modelos que explican los determinantes de la inversión. Una de estas, es la “teoría neoclásica de la inversión”, donde se busca maximizar las utilidades de la empresa, cuya inversión viene determinada principalmente por los costes de capital y la producción. Por su parte, Keynes (1943) pensaba que la inversión respondía a las expectativas de los empresarios sobre las utilidades futuras, comportándose optimistas hacia la decisión de invertir, denominándolos “espíritus animales”. Pero la teoría que más destaca sobre la inversión a nivel empresarial, fue propuesta por Tobin (1969) y posteriormente desarrollada por Hayashi (1982), modelo que muestra la relación existente entre la tasa de inversión de las empresas y la Q de Tobin. Este modelo, a comparación del modelo neoclásico, cuenta con cierta ventaja al incorporar al análisis el cociente entre el valor de la empresa en el mercado y el valor de reposición de sus activos.

En consecuencia, el objetivo de la presente investigación es desarrollar un modelo explicativo de la tasa de inversión en capital fijo de las empresas, teniendo en consideración el valor de la empresa en el mercado respecto al valor de reposición de sus activos (Q de Tobin) y variables financieras.

Respecto a la metodología aplicada en el estudio, la investigación se desarrolla utilizando una muestra de cincuenta y tres empresas españolas activas que cotizan en la bolsa de valores durante el periodo de 2005 a 2013. Los datos fueron obtenidos de la base Amadeus, elaborada por el Bureau Van Dijk, y de

informaciones disponibles en la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV).

En cuanto, a la estimación de los modelos econométricos, se utilizan dos perspectivas: en la primera, se efectúa un análisis estático mediante regresión agrupada (*pooled*) y técnicas específicas para datos con efectos fijos y aleatorios; en la segunda, se realiza un análisis para datos de panel a través de modelos dinámicos, aplicándose el método generalizado de momentos (MGM, o GMM según sus siglas en inglés) en su versión *System* GMM en dos etapas, con la corrección de errores estándar para muestras finitas propuesta por Windmeijer (2005).

La investigación está estructurada en cuatro capítulos: en el primer capítulo se presentan las consideraciones teóricas y evidencias empíricas sobre la tasa de inversión y la Q de Tobin. En el segundo capítulo, se detalla el diseño de la investigación, dándose a conocer las hipótesis a contrastar, la muestra empleada, las variables utilizadas en el estudio y las técnicas econométricas de estimación. En el tercer capítulo, se presentan los resultados obtenidos de los modelos estimados y contraste de las hipótesis planteadas. Finalmente, en el capítulo cuatro se presentan las conclusiones del estudio. Asimismo, el documento se completa con las referencias bibliográficas utilizadas en el estudio y la parte de anexos, que contiene los cuadros proporcionados por el programa STATA en los diferentes análisis llevados a cabo en esta investigación.

1. FUNDAMENTACIÓN Y EVIDENCIAS EMPÍRICAS.

En este primer capítulo, se presentan las consideraciones teóricas y empíricas tomadas en cuenta en la presente investigación. Primero se analiza la tasa de inversión y la Q de Tobin. Posteriormente, en el segundo punto se muestra el modelo de la tasa de inversión. Por último, presentamos evidencias empíricas de estudios realizados sobre el tema.

1.1. Fundamentación teórica.

Existen diversas investigaciones que estudian los determinantes de la inversión en capital fijo en las empresas, cuya decisión de inversión viene determinada por diversos factores (Gomes, 2001; Cooper y Ejarque, 2003; Alti, 2003 y Abel y Eberly, 2003).

La teoría neoclásica postula la existencia de un determinado nivel de inversión en equipo de capital que se considera como el nivel óptimo para la producción y esta viene a ser determinada por la empresa según sus perspectivas esperadas para cada periodo (Chenery, 1952 y Koyck, 1954).

Por su parte Jorgenson (1963), plantea un enfoque basándose en el comportamiento del empresario, donde éste busca maximizar el valor de la empresa, que se ve reflejado por la diferencia entre sus ingresos y gastos de un periodo dado. Este enfoque pretende explicar la inversión a través de la función de producción de la empresa.

Pero, siguiendo el modelo de acumulación óptima de capital propuesto por Fisher (1930), Hicks (1946), Hirshleifer (1970), Hayashi (1982), Abel y Eberly (1993), la tasa de inversión óptima puede expresarse como una función marginal dentro de un programa óptimo, donde el inversor analiza y evalúa los rendimientos económicos potenciales de dicha inversión y es en función de ello que realiza la inversión de un capital óptimo.

Entre los modelos y teorías de inversión desarrollados a lo largo del tiempo, destaca el modelo de inversión propuesto por Tobin (1969). Este modelo introduce un ratio que mide el valor de la empresa en el mercado respecto al valor de reposición de sus activos, para explicar la relación existente entre la inversión y la Q de Tobin. Supone que la empresa tendrá incentivos para invertir cuando el

valor del ratio sea superior a la unidad, debido a que sus activos se encuentran sobrevalorados en el mercado; pero si el valor del ratio es inferior a la unidad la empresa no tendrá incentivos para invertir, porque sus activos se encuentran infravalorados en el mercado.

Hayashi (1982) continuando con el planteamiento de Tobin, desarrolló un modelo desde una perspectiva de optimización, encontrando una relación positiva y significativa entre la inversión empresarial y la Q de Tobin, aunque su poder explicativo es demasiado pequeño (Hayashi e Inoue, 1991).

Estudios recientes corroboran la relación positiva entre la inversión y la Q de Tobin. Además, incorporan variables financieras como determinantes de la inversión (Kogan y Papanikolaou, 2009; Erickson y Whited, 2011; Ameer, 2014). Entre las principales variables financieras incorporadas se encuentran el cash flow y ventas, que contribuyen de manera significativa para explicar la inversión de las empresas (Tsoukalas, 2010). En consecuencia, se podría afirmar que la Q de Tobin es uno de los determinantes de la inversión en activos.

1.2. Modelo de inversión.

Se presenta un modelo de forma resumida, tomando como referencia las ecuaciones del estudio realizado por Alonso y Bentolila (1992), derivadas a su vez de las investigaciones efectuadas por Hayashi (1982) y Hayashi e Inoue (1987).

Partiendo de que una empresa opera un mercado de competencia perfecta y busca maximizar sus beneficios, a través del valor actual esperado de sus flujos de caja presentes y futuros descontados por un factor P ($0 < P < 1$), podemos representar el modelo mediante la siguiente ecuación:

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

sujeto a:

$$K_{t+n} = (1 - \delta)(K_{t+n-1} + I_{t+n}) \quad n = 0, 1, 2, 3, \dots$$

siendo:

F = Función de producción, que depende solamente del capital al inicio del periodo t , debido, a que los factores de producción (variables) ya han sido sustituidos mediante una función de maximización anterior¹.

C = Representa los costes de los ajustes asociados a la inversión bruta.

I = Representa la inversión realizada al inicio del periodo.

P_K = Precio del capital "K".

δ = Representa la tasa de depreciación del capital "K".

E = Esperanza matemática de la función.

La restricción del modelo planteado supone que el stock de capital "K" sigue una dinámica en el tiempo. Entonces, dado el principio de maximización de la empresa, la función adherida a la maximización de la empresa es:

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

sujeto a:

$$K_t = (1 - \delta)(K_{t-1} + I_t) \quad (1)$$

Restando (1) en la función y permaneciendo K_t constante, se obtiene la siguiente función:

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

Suponiendo que la empresa tiene rendimientos constantes a escala en la función de producción y en los coste de ajuste, se puede demostrar que la Q de Tobin marginal es igual a la Q media (Hayashi, 1982).

¹ Para resumir el modelo, se presenta como único bien de capital "K". En el modelo completo se cuenta con cuatro tipos de bienes de capital.

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

Sustituyendo (2) en (3) obtenemos:

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

Esta ecuación representa la relación existente entre la Q de Tobin y la tasa de inversión $\left(\frac{I}{K}\right)$. Se toma para la estimación empírica la Q de Tobin media, debido a que no es observable la Q de Tobin marginal. En la especificación econométrica es habitual utilizar una función cuadrática de costes de ajuste del tipo:

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

dónde:

μ_t = Término de perturbación de los costes de ajuste.

Si μ_t tiene valor positivo, implica menores costes de ajuste manteniendo lo demás “ceteris paribus” (permaneciendo lo demás constante).

Derivando (5) y sustituyendo en (4) obtenemos:

$$\frac{I_t}{K_{t-1}} = \alpha + \beta Q_t + \mu_t \quad (6)$$

El modelo (6) puede ser estimado por las diferentes técnicas econométricas y denota la relación existente entre la tasa de inversión y la Q de Tobin matemáticamente. Además, el modelo neoclásico de inversión de Hayashi (1982) permite demostrar que la Q de Tobin es igual al valor de la diferencia entre el producto marginal del capital y el coste de ajuste marginal.

Para tomar en cuenta el efecto de los impuestos que gravan a las empresas, las expresiones (3) y (4) deben ser reformuladas, tomando las siguientes consideraciones fiscales (Alonso y Bentolila, 1992):

- El precio de los productos producidos por la empresa debe multiplicarse por $(1 - \tau)$. τ representa el tipo impositivo que grava los beneficios de las empresas.
- El precio de los bienes de capital "K" adquiridos por la empresa debe multiplicarse por $(1 - h - \tau z)$. Donde, h representa el porcentaje deducible sobre la base imponible y z representa las amortizaciones en la cuota impositiva por cada unidad monetaria invertida.
- A la valoración de mercado de los activos de la empresa debe descontarse el valor presente de las deducciones fiscales futuras por amortizaciones de los bienes invertidos en periodos anteriores y no que no han sido amortizados por completo.

Así (3) y (4) modificadas, obtenemos:

$$Q_t = \frac{(V_t - \tau_t A_t)}{[(1 - h_t - \tau_t z_t) P_{Kt} K_t]} \quad (7)$$

siendo:

A_t = Representa la amortización del periodo t.

Dado la ecuación anterior, se sigue con el procedimiento habitual para estimar la regresión de la tasa de inversión explicado por la Q de Tobin.

1.3. Evidencia empírica.

En este apartado, se presenta un resumen de los principales estudios desarrollados desde los años 90 hasta la actualidad, que relacionan la Q de Tobin y variables financieros con la inversión en capital fijo de las empresas.

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros.

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Blundell <i>et al.</i> (1992)	Investigar la importancia de la Q de Tobin en la determinación de las decisiones de inversión a nivel de empresa.	532 empresas manufactureras de Reino Unido del periodo de 1975-1986, de la base de datos Datastream International.	Tasa de inversión de la empresa.	Q de Tobin, flujo de caja dividido por el stock de capital, tasa de inversión rezagada un año.	Se utiliza el método generalizado de momentos de Arellano y Bond (1991), estimándose tres modelos. Los dos primeros presentan variables rezagadas y en el tercer modelo las variables están en primeras diferencias.	Se encontró que la Q de Tobin es significativa para determinar la inversión de las empresas, aunque su poder explicativo es pequeño.

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Alonso y Bentolila (1992)	Como primer objetivo tienen intentar replicar los resultados de Espita (1985), Espitia <i>et al.</i> (1989) y Giner (1991) y como segundo objetivo contrastar la relevancia de la situación financiera de la empresa con sus decisiones de inversión.	82 empresas españolas que cotizan en bolsa en el periodo 1983-1987 recogidas en la Central de Balances del Banco de España.	Tasa de inversión ²	Q de Tobin, tasa de autofinanciación, tasa de capacidad de autofinanciación y ventas dividida por stock de capital, se incluyen variables cualitativas sectoriales.	Se estiman seis modelos dinámicos mediante la técnica de Arellano y Bond (1991), que permite rezagar o adelantar las variables para la estimación.	La Q de Tobin es significativa para explicar el comportamiento de la inversión, lo que confirma los resultados previos de otros autores. Así mismo, se evidenció que las variables financieras son significativas para explicar la tasa de inversión.

² La tasa de inversión lo calculan como la inversión durante el año dividida por el stock de capital al inicio del mismo año.

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Shin y Stulz (2000)	Explorar la relación entre el riesgo esperado y la Q de Tobin.	688 empresas de la base de datos Compustat del periodo de 1965-1992.	Q de Tobin.	Riesgo ³ .	Se estiman dos modelos: el primer modelo mediante el método de pool y el segundo se estima por mínimos cuadrados ordinarios.	El riesgo sistemático tiene una relación positiva con la Q de Tobin, mientras que, el riesgo no sistemático y el riesgo total de la empresa tienen una relación negativa con la Q de Tobin.
Bond <i>et al.</i> (2004)	Examinar la relación existente entre la inversión, Q de Tobin y el flujo de efectivo de las empresas de Reino Unido.	703 empresas que cotizan en la bolsa de Reino Unido del periodo 1987-2000 de la base de datos Datastream e IBES.	Tasa de inversión.	Q de Tobin, Flujo de caja dividido por stock de capital, tasa de crecimiento de las ventas, nivel de ventas reales y tasa de inversión rezagada un año.	Se estiman seis modelos utilizando el método generalizado de momentos en primeras diferencias de Arellano y Bond (1991).	Se observó que los beneficios esperados son variables explicativas de la inversión de las empresas. Además, la Q de Tobin tiene influencia significativa y positiva sobre la inversión.

³ Se centran en tres medidas diferentes de riesgo: la primera medida es el riesgo sistemático, que se mide como la beta al cuadrado por la varianza de la rentabilidad del mercado. La segunda medida de riesgo es el riesgo no sistemático, calculado como la varianza residual de un modelo de regresión de mercado. La tercera medida es el riesgo total de la empresa, medido a través de ratios financieros.

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Whited (2005)	Proporcionar evidencia sobre cómo el acceso a las financiación influye en la toma de decisiones de inversión en las empresas	Empresas del periodo 1982-1997 de la base de datos de Standard and Poor's Industrial de Compustat.	Tasa de inversión.	Flujo de caja, Q de Tobin, tasa de crecimiento de las ventas y nueve estimaciones de riesgo.	La muestra se divide en segmentos y se aplica la técnica de estimación de Meyer ⁴ , mínimos cuadrados ordinarios y el método generalizado de momentos, empleando el estimador de Erickson y Whintd.	Se pudo constatar que la inversión responde ante cambios de variables financieras de financiación.
Bertoni <i>et al.</i> (2006)	Estudiar la relación entre la inversión y los flujos de caja internos desde el punto de vista de diferentes tipos de inversores.	379 empresas italianas no cotizadas del periodo de 1994-2003 de la base de datos RITA desarrollada en el Politécnico di Milano.	Tasa de inversión en capital fijo e intangible.	Flujo de caja/ K_{-1} ⁵ , dividendos/ K_{-1} , deuda total a largo plazo/ K_{-1} .	Se estiman cuatro modelos con datos de panel dinámicos.	La inversión de las empresas es sensible ante cambios del flujo de caja, siendo éste positivo y estadísticamente significativo sobre la inversión.

⁴ Véase Meyer (1990). En esta técnica de estimación explica la heterogeneidad observable y no observable y permite fijar el perfil de riesgo que debe ser estimado no paramétricamente.

⁵ La variable K_{-1} representa el stock de capital rezagado un año, que está compuesto por el conjunto de activos fijos duraderos utilizados directamente en la producción de bienes y servicios.

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Hanazaki y Liu (2007)	Analizar en términos cuantitativos la influencia de las familias sobre la inversión de las empresas.	Empresas de Indonesia, Corea, Malasia, Filipinas y Tailandia del periodo 1994-2000 de la base de datos Worldscope.	Tasa de inversión.	ROA ⁶ , R: tasa de interés (costo de los fondos), FC: flujo de caja, DEBT: ratio de deuda, K: stock de capital y variables <i>dummy</i> .	Se divide la muestra en dos segmentos: el primero representa a las empresas bajo el control de familias y el segundo representa a las empresas independientes, estimándose ambos con efectos aleatorios y modelo básico ⁷ .	Empresas controladas por familias tienen a invertir en menor proporción que aquellas empresas individuales, debido a las restricciones de acceso a capitales externos.

⁶ Rentabilidad de los activos totales, calculada como la relación entre los ingresos de explotación y los activos fijos.

⁷ Basados en el modelo:

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = a_i + b (ROA_{it-1} - R_{it-1}) + c \left(\frac{FC_{it}}{K_{it-1}} \right) + d * DEBT_{it-1}$$

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Baum <i>et al.</i> (2007)	Estudiar el impacto de las variables de incertidumbre sobre el comportamiento de la inversión de las empresas.	360 empresas estadounidenses del periodo 1984-2003 de la base de datos Compustat elaborado por Standard and Poor Industrial.	Tasa de inversión.	Q de Tobin, flujo de caja dividido por el stock de capital, deuda dividida por el stock de capital rezagado un año, inversión rezagada un año y ventas dividido por el stock de capital utilizado como variable instrumental en el modelo.	Se estiman cinco modelos con datos de panel dinámicos de Arrellano y Bond (1991). Todos los modelos se estiman en primeras diferencias y utilizando el estimador GMM ⁸ en una sola etapa.	Las medidas de incertidumbre (Q de Tobin, flujo de caja, deuda) tienen un impacto positivo y estadísticamente significativo sobre la inversión.

⁸ Método Generalizado de Momentos (MGM, o GMM según sus siglas en inglés), que permite tratar el modelo como un sistema de ecuaciones, una para cada periodo del tiempo.

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autor (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Gan (2007)	Demostrar el impacto que tuvo el estallido de la burbuja de activos en el mercado de tierras japonesas sobre el comportamiento de la inversión y la asignación de créditos.	847 empresas del periodo 1994-1998 de la base de datos del Banco de Desarrollo de Japón y NIKKEI NEEDS ⁹ .	Tasa de inversión.	Q de Tobin, Cash/K: liquidez interna, Land/K ^{pre} : valor de mercado de la tierra, Landco: variables <i>dummy</i> que indica si una empresa es una compañía terrateniente, industry: variable <i>dummy</i> que indica si la industria utiliza tecnologías de producción y otras variables <i>dummy</i> que reflejan la asignación de créditos.	Se estiman tres modelos: en el primero se aplica regresión del modelo propuesto ¹⁰ , en el segundo se realiza regresión de Heckman en dos etapas y el último se realiza estimación con efectos fijos.	El estallido de la burbuja de activos en el mercado de tierras japonesas tuvo un efecto negativo sobre la inversión, debido a la escasa concesión de créditos por parte de los bancos que supuso una reducción de las inversiones del sector.

⁹ Base de datos de Japón que contiene un desglose detallado de cuentas contables y financieras.

¹⁰ Se propone el siguiente modelo:

$$\frac{I}{K} = a + b * Q + c \frac{Cash}{K} + d \frac{Land}{K^{pre}} + e \frac{Cash}{k * Landco} + f * industry$$

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Doukas <i>et al.</i> (2008)	Examinar si la financiación externa de la empresa se ve influida por el reporte de información por parte de los analistas financieros y por las presiones que ejercen los bancos de inversión.	5.000 empresas del periodo 1980-2003 de la base de datos Compustat elaborado por Standard and Poor's.	Financiación externa.	Precios de las acciones, cobertura informativa de analistas, tasa de inversión, Q de Tobin, número de segmentos de negocios, promedio del rendimiento mensual, capitalización de mercado de la empresa y variables <i>dummy</i> .	Se estiman seis modelos por mínimos cuadrados en dos etapas y mediante regresiones de autoselección de Heckman.	Se determina que la cobertura informativa de los analistas y las presiones ejercidas por la banca de inversión influyen de manera positiva al crecimiento de las empresas, permitiéndoles un mayor acceso a la financiación externa que, a su vez, conduce al aumento de las inversiones en las empresas.

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Bildde <i>et al.</i> (2009)	Proporcionar evidencia empírica sobre cómo los informes financieros de mayor calidad influye de manera positiva sobre la inversión de las empresas.	Compuesto por 34.791 observaciones del periodo 1993 a 2005 de la base de datos Compustat.	Tasa de Inversión ¹¹ .	Medida de calidad de la información financiera y Variables de control ¹² .	Regresión por mínimos cuadrados ordinarios con corrección de heterocedasticidad y autocorrelación.	La calidad de la información financiera se asocia positivamente con la inversión, por tanto, tener una información financiera detallada y fiable conlleva a mayor inversión por parte de las empresas.

¹¹ Denominan tasa de inversión a la suma de gastos en investigación y desarrollo, gastos en capital fijo y gastos en adquisición menos los ingresos en efectivo de las ventas de propiedad, planta y equipos, todo ello dividido por el total de activos.

¹² Las variables de control son: logaritmo de los activos totales, flujo de efectivo deflactado por activos totales medios del año T_{-5} y T_{-1} , ventas deflactado por activos totales medios del año T_{-5} y T_{-1} , ratio de solvencia de la empresa, deuda a largo plazo, media de la estructura de las empresas de la misma industria, dividendos, edad de la empresa, resultado económico bruto y una variable *dummy* que toma el valor de uno si el ingreso neto es negativo.

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Bolton <i>et al.</i> (2009)	Proponer un modelo dinámico homogéneo de la inversión y la gestión del riesgo empresarial.	No se especifica.	No corresponde.	Tasa de inversión en capital, ratio de solvencia, flujo de caja del capital, promedio de la Q de Tobin y línea de crédito.	Análisis estático comparativo, análisis descriptivo y de correlaciones de las variables.	Se evidenció que la inversión se encuentra correlacionada con el riesgo subyacente de la empresa.
Baum <i>et al.</i> (2009)	Examinar empíricamente el papel del apalancamiento de las compañías estadounidenses con respecto al comportamiento de la inversión.	481 fábricas estadounidenses del periodo 1988-2005 de la base de datos Compustat elaborado por Standard and Poor Industrial.	Tasa inversión.	Q de Tobin, flujo de caja dividido por el activo total, deuda dividida por el activo total.	Se emplean datos de panel dinámicos de Arellano y Bond (1991), estimando todos los modelos por GMM en dos etapas, utilizando el estimador de Blundell y Bond ¹³ .	El apalancamiento puede ser un estimulante o atenuante para la inversión, en función de la situación financiera que atraviesa la compañía.

¹³ Véase Blundell y Bond (1998).

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autor (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Tsoukalas (2010)	Proporcionar evidencia sobre cómo la relación entre el flujo de caja y la inversión no refleja la imperfección del mercado de capitales.	760 empresas del periodo 1980-2000 de las bases de datos Datastream y Compustat.	Tasa de inversión.	Flujo de caja/K, Q de Tobin, número de empleados, ventas dividido por inverso de la tasa de crecimiento del capital ¹⁴ , tasa de beneficios ($\frac{\pi_{jt}}{K_{jt}}$) y SMALL: variable <i>dummy</i> que indica si la empresa presenta ventas por debajo del percentil 25.	Regresión por mínimos cuadrados ordinarios del modelo especificado ¹⁵ y el método generalizado de momentos en primeras diferencias de las variables.	Se constató que la inversión es sensible ante fluctuaciones del flujo de efectivo, pero esta relación no es el marco adecuado para evaluar las imperfecciones del mercado de capitales.

¹⁴ Calculado de la siguiente forma:

$$(g^k)^{-1} = \frac{K_{t-1}}{K_t}$$

¹⁵ El modelo especificado es el siguiente:

$$\frac{I_{jt}}{K_{jt}} = a + b_1 E_t(Q_{jt+2}) + b_2 \frac{\pi_{jt}}{K_{jt}} + \varepsilon_{jt}$$

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Eberly <i>et al.</i> (2012)	Proporcionar evidencia empírica sobre cómo la valoración bursátil de las empresas tiene influencia positiva sobre las inversiones en capital fijo. Además, constatar si la inversión rezagada un año influye de manera positiva sobre la inversión actual.	Compuesta por 776 empresas del periodo 1981 – 2003 de la base de datos Compustat.	Inversión en capital fijo ¹⁶ .	Stock de capital físico, inversión rezagada un periodo, Q de Tobin y flujo de caja.	Se estiman tres modelos: el primer modelo se realiza con datos de panel con efectos fijos, el segundo modelo se realiza con el método de pool y para la última estimación se utiliza los modelos dinámicos de Arellano y Bond (1991). Los tres modelos se realizan con todas las variables.	Se evidenció que la valoración de la empresa en el mercado bursátil tiene influencia positiva sobre la inversión. También se constató que la inversión rezagada un año tiene influencia positiva en la inversión actual.

¹⁶ Inversión que la empresa realiza en propiedades, plantas y equipos.

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Gala y Gomes (2012)	Proponer un método alternativo de estimación de la inversión y observar su relación con la Q de Tobin y el efectivo de las empresas.	De 2.000 a 3.999 empresas del periodo 1972-2010 de la base de datos Compustat.	Tasa de inversión.	Tamaño de la empresa, número de empleados/K ¹⁷ , ingreso por ventas/K, Q de Tobin, flujo de caja/K.	Modelo de datos de panel con efectos fijos y regresión en primeras diferencias.	Las ventas y el flujo de caja explican en mayor proporción las variaciones de la inversión que la Q de Tobin.
Abel y Eberly (2012)	Desarrollar un modelo que permita observar la relación entre inversión, Q de Tobin, flujo de caja y su opción de crecimiento.	Muestra artificial de 500 empresas.	Tasa de inversión.	Q de Tobin, flujo de caja dividido por el capital.	Regresión por mínimos cuadrados ordinarios.	Existe una correlación positiva de la inversión tanto con el flujo de caja como con la Q de Tobin, y esto conduce al crecimiento de la empresa.

¹⁷ Stock de capital

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Kogan y Papanikolaou (2013)	Proporcionar evidencia de las relaciones previamente documentadas entre rendimientos medios, ratio de valoración, inversión pasada, rentabilidad y la beta de mercado.	Empresas financieras y de servicios públicos del periodo 1964-2008.	Modelo 1: tasa de inversión. Modelo 2: Q de Tobin.	Q de Tobin, inversión rezagada un periodo, precio-ganancia, beta de mercado y la volatilidad idiosincrática	Se utiliza el modelo de valoración de activos financieros, estimación con betas de los centros financieros internacionales, análisis de componentes principales y regresiones de Fama y Macbeth ¹⁸ .	Las variables utilizadas están relacionadas con las oportunidades de crecimiento de las empresas debido a una mayor oportunidad de inversión.
Cao <i>et al.</i> (2013)	Estudiar el efecto financiero sobre la dinámica conjunta de la inversión y del valor de la empresa.	2.033 observaciones del periodo 1990-2007.	Tasa de inversión.	Flujo de efectivo, Q de Tobin, Q de Tobin marginal.	Regresión por mínimos cuadrados ordinarios y análisis de correlaciones.	La condición financiera explicada por el flujo de efectivo tiene un impacto positivo sobre las inversiones y sobre la valoración bursátil de la empresa.

¹⁸ Véase Fama y Macbeth (1973).

Cuadro 1. Estudios realizados sobre la relación entre la tasa de inversión, Q de Tobin y ratios financieros (continuación).

Autores (año)	Objetivo o hipótesis	Muestra	Variable dependiente	Variables independientes	Técnica utilizada	Resultados
Gourio y Rudanko (2013)	Estudiar teóricamente y empíricamente las implicaciones de los beneficios esperados de las empresas en relación con la inversión.	Empresas estadounidenses que cotizan en bolsa en el periodo 1971-2006 de la base de datos Compustat.	Tasa de inversión.	Q de Tobin, flujo de caja dividido por el capital, ventas divididas por el capital y ventas divididas por el costo de los bienes vendidos.	Se divide la muestra en dos submuestras y cada una de estas se estima utilizando datos de panel con efectos fijos y regresión por mínimos cuadrados ordinarios. También se realiza un análisis impulso-respuesta con las variables.	La valoración bursátil de las empresas es una variable significativa para explicar la inversión. Por otro lado, los beneficios esperados son significativos aunque su nivel explicativo es pequeño.

2. DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN.

En el presente capítulo se detallan, en primer lugar, las hipótesis a contrastar en la investigación; en segundo lugar, la muestra de las empresas examinadas, las fuentes de datos y las variables utilizadas en el análisis; y, en tercer lugar, los modelos econométricos y las técnicas aplicadas para las estimaciones. Para finalizar, se especifica la estrategia de trabajo empleada en la investigación, desde la perspectiva estadística y econométrica.

2.1. Hipótesis a contrastar.

Tomando como referencia estudios previos, y en base a los objetivos de la investigación, nos planteamos las siguientes hipótesis a contrastar acerca de la Q de Tobin, la rentabilidad financiera y el coeficiente de solvencia.

Como se ha expuesto en el epígrafe 1.3, diversos estudios relacionan la tasa de inversión empresarial en capital fijo con su valoración bursátil, medida a través de la Q de Tobin, encontrando que la Q de Tobin es un determinante significativo para explicar la inversión. Tal es el caso de Blundell *et al.* (1992), Alonso y Bentolila (1992), Bond *et al.* (2004), Gan (2007) y Kogan y Papanikolaou (2013). Es de esperar que, mientras se tenga sobrevalorado el valor de la empresa en el mercado bursátil, la empresa tendrá incentivos para invertir.

Por otro lado, Lorenzoni y Walentin (2007) y Jovanovic y Rousseau (2013) concluyen que la Q de Tobin es significativa para explicar la inversión. Pero su poder explicativo es pequeño; y va perdiendo significación a medida que se incorporan otras variables con mayor poder explicativo.

No obstante, estudios de Whited (2005), Hanazaki y Liu (2007) y Gala y Gomes (2012), además de considerar cómo determinante de la inversión la Q de Tobin, incorporan variables financieras con el objetivo de explicar la tasa de inversión. Tales variables son: el flujo de caja, las ventas, el ratio de endeudamiento y la rentabilidad económica, encontrando evidencia de que dichas variables son significativas para explicar la inversión de las empresas.

Por otra parte, el estudio de Ameer (2014) sobre los determinantes de la inversión realizado en empresas de 12 países de Asia, Australia y Nueva Zelanda, concluyó que la inversión no solo responde a incentivos de la valoración del

mercado de dicha empresa, sino que responde también a las oportunidades de crecimiento, la financiación interna, la rentabilidad financiera y el nivel de endeudamiento que tenga la empresa.

Un estudio reciente de Gourio y Rudanko (2013) en empresas estadounidenses que cotizan en la bolsa evidenció que la tasa de inversión responde a los incentivos de la valoración bursátil de la empresa. Asimismo, se ve influida por la situación económica-financiera que esta atraviesa.

Por otra parte, investigaciones como las de Bertoni *et al.* (2006), Baum *et al.* (2007) y Hanazaki y Liu (2007) encuentran que el ratio de endeudamiento tiene una relación negativa con la tasa de inversión. Esto implica una relación positiva con su ratio inverso, es decir, el índice de autonomía financiera o, utilizando otra denominación, el coeficiente de solvencia. En consecuencia, para unificar el sentido del signo de nuestras hipótesis, a continuación se toma el coeficiente de solvencia como variable explicativa de la tasa de inversión y se formula la correspondiente hipótesis con signo positivo.

En virtud a lo expuesto, se presentan las siguientes hipótesis para ser contrastadas:

- *H1: Existe una relación positiva entre la Q de Tobin y la tasa de inversión, por lo que se puede afirmar que la sobrevaloración de la Q de Tobin favorece a un mayor nivel de inversión.*

- *H2: Existe una relación positiva entre la rentabilidad financiera y la tasa de inversión, por lo que se puede afirmar que a mayor rentabilidad financiera de la empresa mayor nivel de inversión.*

- *H3: Existe una relación positiva entre el coeficiente de solvencia y la tasa de inversión, por lo que se puede afirmar a mayor solvencia de la empresa mayor nivel de inversión.*

2.2. Muestra, fuente de datos y variables de análisis.

La muestra de la presente investigación está compuesta por cincuenta y tres empresas españolas activas y no financieras que han cotizado en el mercado continuo bursátil de España durante el periodo de 2005 a 2013.

Los correspondientes datos fueron tomados fundamentalmente de la base Amadeus, elaborada por el Bureau Van Dijk. Además, se recogieron datos acerca de las amortizaciones de los bienes de capital fijo en esas empresas mediante informaciones procedentes de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV)¹⁹, institución que proporciona datos económicos-financieros de las empresas españolas cotizadas

La base de datos utilizada en el estudio corresponde a un panel de datos, lo que proporciona una combinación de datos de corte transversal y series de tiempo de las empresas, obteniéndose una mayor cantidad de observaciones, estimadores más precisos y mayor eficiencia en el análisis (Gujarati, 2004). En concreto, se trata de un panel de datos balanceado con 477 observaciones empresa-año.

Los datos utilizados corresponden con la información depositados al final de cada periodo por las empresas. En cuadro 2 se resume las variables del estudio y la fuente de estas.

Cuadro 2. Fuente de las variables de estudio.

Variables	Fuente
Q de Tobin	Amadeus
ROE	
Coeficiente de solvencia	
Amortización de capital fijo	CNMV

Así mismo, en el cuadro 3 se detalla la muestra utilizada en el estudio.

¹⁹ Página web: <https://www.cnmv.es/portal/home.aspx>

Cuadro 3. Empresas incluidas en la muestra.

Empresa
REPSOL S.A.
ACTIVIDADES DE CONSTRUCCION Y SERVICIOS S.A.
IBERDROLA S.A.
TELEFONICA S.A.
ENDESA S.A.
GAS NATURAL SDG S.A.
FERROVIAL S.A.
ABENGOA S.A.
ACCIONA S.A.
FOMENTO DE CONSTRUCCIONES Y CONTRATAS S.A.
ABERTIS INFRAESTRUCTURAS S.A.
OBRASCON HUARTE LAIN S.A.
ACERINOX S.A.
SACYR S.A.
INDRA SISTEMAS S.A.
PROMOTORA DE INFORMACIONES S.A.
GAMESA CORPORACION TECNOLOGICA S.A.
ELEC NOR S.A.
EBRO FOODS S.A.
CIE AUTOMOTIVE S.A.
RED ELECTRICA CORPORACION S.A.
CONSTRUCCIONES Y AUXILIAR DE FERROCARRILES S.A.
MELIA HOTELS INTERNATIONAL S.A.
ENAGAS S.A.
NH HOTEL GROUP S.A.
DURO FELGUERA S.A.
ATRESMEDIA CORPORACION DE MEDIOS DE COMUNICACION S.A.
PAPELES Y CARTONES DE EUROPA S.A.
VISCOFAN S.A.
ZARDOYA OTIS S.A.
ERCROS S.A.
URALITA S.A.
COMPañIA LOGISTICA DE HIDROCARBUROS CLH S.A.
TUBACEX S.A.
CEMENTOS PORTLAND VALDERRIVAS S.A.
VIDRALA S.A.
NATRA S.A.
TUBOS REUNIDOS S.A.
TESTA INMUEBLES EN RENTA S.A.
MIQUEL Y COSTAS & MIQUEL S.A.

Cuadro 3. Empresas incluidas en la muestra (continuación).

Empresa
FAES FARMA S.A.
ZELTIA S.A.
FUNESPAÑA S.A.
ADOLFO DOMINGUEZ S.A.
AZKOYEN S.A.
BARON DE LEY S.A.
LINGOTES ESPECIALES S.A.
NICOLAS CORREA S.A.
LABORATORIO REIG JOFRE S.A.
SOTOGRADE S.A.
BODEGAS RIOJANAS S.A.
BIOSEARCH S.A.
CORPORACION FINANCIERA ALBA S.A.

La variable dependiente usada en la presente investigación es la tasa de inversión en activos fijos, entendiendo como activo fijo la inversión que se realiza en propiedades, plantas y equipos. Calculada de la siguiente manera:

$$TI = \frac{\text{Stock de K al final del periodo} - \text{Stock de K al inicio del periodo} + AA^{20}}{\text{Stock de K al inicio del periodo}}$$

En la expresión, se denota la relación entre el stock de capital K invertido en el año t y el stock de capital K al inicio del año t, relación que muestra la tasa de inversión en el año t de la empresa.

En cuanto a las variables independientes utilizadas en la investigación son: Q de Tobin, rentabilidad financiera y coeficiente de solvencia.

El valor de la empresa medido por la Q de Tobin se calcula de la siguiente manera:

$$Q = \frac{\text{Capitalización bursatil}^{21} + \text{Valor de mercado de la deuda}^{22}}{\text{Valor total de reposición de los activos}^{23}}$$

²⁰ Amortización anual del inmovilizado material recogida de la CNMV.

²¹ Calculado como el producto del número de acciones por las cotizaciones de las acciones.

²² Debido a la dificultad de cálculo del valor mercado de la deuda, se optó por tomar el cómo variable proxy la deuda contable de la empresa, calculada como la suma del pasivo no corriente y el pasivo corriente. Es lo que se llama Q de Tobin aproximado (Maroto et al., 2013).

²³ Debido a la dificultad de cálculo del valor total de reposición de los activos, se tomó como alternativa utilizar el valor total de los activos.

La Q de Tobin fue propuesta por el economista estadounidense James Tobin de la Universidad de Yale, galardonado con el premio Nobel de economía en 1981. Muestra la relación entre el valor de mercado del total de los activos de una empresa (medido por el valor de mercado de las acciones y la deuda) y el valor de reposición de sus activos.

Tobin (1969) supone que las decisiones de inversión de las empresas dependen del valor del ratio Q, o están sujetas en gran medida a él, dándose tres posibles situaciones:

- Si $0 < Q < 1$, el costo de reposición de los activos es mayor al valor de mercado de la empresa, lo que implica que el valor de la empresa está infravalorada, no teniendo incentivos para invertir.
- Si $Q > 1$, el costo de reposición de los activos es menor al valor de mercado de la empresa, lo que implica que la empresa está sobrevalorada, teniendo incentivos para invertir.
- Si $Q = 1$, el costo de reposición de los activos es igual al valor de mercado de la empresa, lo que implica que la empresa es indiferente para invertir.

También, la Q de Tobin puede ser expresada en términos marginales, midiendo la relación entre el valor de mercado de una unidad adicional de capital invertido por la empresa y su costo de reposición, teniendo implicaciones en el momento de decidir invertir.

La rentabilidad financiera es calculada de la siguiente manera:

$$ROE^{24} = \frac{\text{Utilidades netas}}{\text{Fondos propios}}$$

Este ratio que muestra la relación entre las utilidades netas después de impuestos y los fondos propios de la empresa.

El coeficiente de solvencia es calculado de la siguiente forma:

$$\text{Coeficiente de solvencia} = \frac{\text{Fondos propios}}{\text{Activos totales}}$$

En este estudio, no se toma en cuenta el tamaño (activos totales, ventas, empleados, etc.) como variable de control, debido a que análisis anteriores a la

²⁴ ROE por sus iniciales en inglés, *return on equity* o rentabilidad sobre recursos propios.

presente investigación no lo consideran en los modelos dinámicos, como son los que finalmente se estimarán aquí. Tal es el caso de Alonso y Bentolila (1992) y Tsoukalas (2010), en los cuales se estudian los determinantes de la inversión sin incluir esa variable de control.

En el cuadro 4 se presenta un resumen de las variables consideradas en el análisis y el signo esperado con relación a la tasa de inversión.

Cuadro 4. Variables incluidas en el análisis.

Variable	Abreviatura	Definición	Signo esperado
Tasa de Inversión t	TI	Inversión realizada en propiedades, plantas y equipos en el año t y $t-1$.	
Tasa de Inversión $_{-1}$			+
Q de Tobin	Q	Ratio de valoración bursátil, concretamente la Q de Tobin, de la empresa en el año t , $t-1$ y $t+1$.	+
Q de Tobin $_{-1}$			+
Q de Tobin $_{+1}$			+
ROE t	ROE	Ratio de rentabilidad financiera, que relaciona la utilidad neta con los fondos propios de la empresa en el año t , $t-1$ y $t+1$.	+
ROE $_{-1}$			+
ROE $_{+1}$			+
Coeficiente de Solvencia t	Csol	Ratio de solvencia, que relaciona los fondos propios con los activos totales en el año t , $t-1$ y $t+1$.	+
Coeficiente de Solvencia $_{-1}$			+
Coeficiente de Solvencia $_{+1}$			+

2.3. Modelos y métodos de estimación.

Debido a las características empíricas de la presente investigación, es necesario utilizar herramientas estadísticas y econométricas que permiten observar la relación entre las variables descritas anteriormente. Existen diversas técnicas y modelos econométricos que posibilitan el análisis y la estimación de los correspondientes parámetros, desde una regresión lineal por mínimos cuadrados ordinarios hasta técnicas más sofisticadas. Como se cuenta con una base de datos de panel, utilizaremos sobre todo modelos econométricos específicamente diseñados para estimaciones con datos de panel.

Comenzaremos el análisis con una regresión agrupada (*pooled*) por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Este modelo supone que los residuos son independientes de las variables explicativas $E(X_{it}, e_{it}) = 0$, lo que implica que los estimadores podrían ser inconsistentes. Además, elimina las dimensiones de tiempo y espacio de los datos agrupados.

A continuación, tomando como referencia Aparicio y Márquez (2005), Gujarati y Porter (2010), Gujarati (2004), Driscoll y Kraay (1998), Prais y Winsten (1954), Wooldridge (2008), Greene (2000), Montero (2010), Cobacho y Bosch (2000), Hoechle (2007) y Roodman (2009), se presentan de una manera resumida los modelos y técnicas específicas para datos de panel que se utilizarán en la presente investigación.

2.3.1. Método de efectos fijos.

Este método considera que las diferencias entre empresas o individuos son fijas o invariables y no aleatorias, representándose mediante el siguiente modelo:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, N$$

$$t = 1, 2, 3, 4, \dots, T$$

donde:

Y_{it} = Variable dependiente en el periodo t para el individuo i .

α_i = Intersección del modelo.

β_i = Pendiente asociada a la variable independiente i .

X_{it} = Variable independiente para el individuo i en el periodo t .

μ_{it} = Término de perturbación aleatoria del individuo i en el periodo t .

La estimación de este modelo, supone que las variables independientes no estén correlacionadas con los errores de las observaciones $E(\mu_{it} * X_{it}) = 0$ y cumplan con los supuestos del modelo clásico. Estimando por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Además, se debe de considerar que las estimaciones con efectos fijos dependen de las suposiciones que se hagan respecto a la intersección, la

pendiente y el término error μ_{it} , dando como resultado una gama de posibilidades de estimación.

Suponiendo que la intersección varíe para cada empresa o individuo y el coeficiente dependiente se mantenga constante, se obtiene el siguiente modelo:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \dots + \alpha_k D_{ki} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \mu_{it}$$

Donde, $D_i = 1$ si la observación pertenece a una empresa determinada y 0 caso contrario, para este tipo de estimación se crea variables dicotómicas para cada una de las empresas, teniendo en cuenta de no caer en la trampa de la variable dicotómica. En cuanto a $\alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_k$ representan los coeficientes diferenciales de las pendientes, los cuales expresan el grado en que las intersecciones de las empresas $\alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_k$ difieren respecto a la intersección α_1 . Ahora bien, supongamos que los coeficientes de pendientes son constantes pero la intersección varía conforme los individuos y el tiempo. Entonces obtenemos el siguiente modelo:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \dots + \alpha_k D_{ki} + \lambda_0 + \lambda_1 time + \dots + \lambda_k time + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \mu_{it}$$

Donde, $time = 1$ si la observación pertenece al año determinado y 0 en otro caso. Al igual que en el modelo anterior se crean variables dicotómicas para cada uno de los años, que permiten reflejar el efecto del tiempo. La validez de cada uno de estos modelos se verá reflejada en el grado de significación de las variables dicotómicas.

2.3.2. Método de efectos aleatorios.

La idea básica del modelo comienza con:

$$Y_{it} = \alpha_{1i} + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

donde:

Y_{it} = Variable dependiente en el periodo t para el individuo i.

α_{1i} = Intersección del modelo.

β_i = Pendiente asociada a la variable independiente i.

X_{it} = Variable independiente para el individuo i en el periodo t.

μ_{it} = Término de perturbación aleatoria del individuo i en el periodo t .

En vez de considerar α_i como fija, se supone que es una variable aleatoria, expresándose de la siguiente forma:

$$\alpha_{1i} = \alpha_1 + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2)$$

donde ε_i es el término de error aleatorio con valor medio igual a cero y una varianza de σ_ε^2 . Sustituyendo (2) en (1), se obtiene:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \alpha_1 + \beta_i X_{it} + \varepsilon_i + \mu_{it} \\ &= \alpha_1 + \beta_i X_{it} + \omega_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

donde:

$$\omega_{it} = \varepsilon_i + \mu_{it} \quad (4)$$

ω_{it} representa el término de error compuesto. El modelo de efectos aleatorios supone las siguientes condiciones:

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\mu_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$E(\varepsilon_i \mu_{it}) = 0 \quad E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad (i \neq j) \quad (5)$$

$$E(\mu_{it} \mu_{is}) = E(\mu_{it} \mu_{jt}) = E(\mu_{it} \mu_{js}) = 0 \quad (i \neq j; t \neq s)$$

Los componentes de los errores individuales no están correlacionados entre sí y tampoco correlacionados con la unidad de series de tiempo ni de corte transversal. Entonces, re-expresando la ecuación (5), se obtiene:

$$E(\omega_{it}) = 0 \quad (6)$$

$$var(\omega_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 \quad (7)$$

La ecuación (7) revela que el término de error compuesto ω_{it} es homoscedástico, pero se deben tomar en cuenta los diferentes test que acepten o rechacen esa afirmación. El método con efectos aleatorios es estimado mediante mínimos cuadrados generalizados (MCG). Presentado en su forma matricial, es el siguiente:

$$y = X\beta + \mu \quad (8)$$

$$E(\mu) = 0$$

$$V(\mu) = E(\mu\mu') = \sigma^2\Omega \text{ (ó } V)$$

Debido a que la matriz de varianzas y covarianzas del modelo MCG no es escalar, la matriz se puede expresar de la siguiente forma:

$$\Omega = PP'$$

El problema de la matriz se resuelve realizando las siguientes transformaciones:

$$P^{-1}\Omega(P')^{-1} = P^{-1}PP'(P')^{-1} = I_T$$

$$(P')^{-1}P^{-1} = \Omega^{-1}$$

Efectuados los ajustes, se obtiene el modelo resultante:

$$y^* = X^*\beta + \mu^*$$

$$E(\mu^*) = 0$$

$$V(\mu^*) = E(\mu^*\mu^{*'}) = \sigma^2I_T$$

donde:

$$y^* = P^{-1}y, \quad X^* = P^{-1}X, \quad \mu^* = P^{-1}\mu$$

Aplicando MCO a la transformación del modelo, se obtiene el estimador MCG:

$$\hat{\beta}_G = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}y$$

siendo un estimador ELIO (lineal, insesgado y óptimo) y eficiente.

2.3.3. Test de especificación de Hausman.

El contraste de Hausman se utiliza para el análisis de las correlaciones entre las variables independientes y el término de error μ_i ; y poder así decidir entre el modelo de efectos fijos o de efectos aleatorios. Si el término de error μ_i no está correlacionado con la variable independiente X_{it} , el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios son consistentes, pero siendo más eficiente el

modelo de efectos aleatorios. Pero si $E(\mu_i X_{it}) \neq 0$, sólo el modelo de efectos fijos es consistente. El test sigue una distribución χ^2 , bajo la hipótesis nula (H_0) de que los estimadores tanto de efectos fijos y de efectos aleatorios no difieren o su diferencia entre los estimadores es pequeña. Si se rechaza la hipótesis H_0 , significa que la diferencia entre los estimadores es significativa y se opta por los efectos fijos. En el caso contrario, se opta por los efectos aleatorios.

2.3.4. Modelo de mínimos cuadrados generalizados factibles.

La estimación por mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF) es similar al de mínimos cuadrados generalizados (MCG), con la única diferencia de que utiliza una matriz de varianzas y covarianzas estimadas, y no así la verdadera, ya que la matriz verdadera no se conoce. El estimador β es el siguiente:

$$\hat{\beta}_{GF} = (X' \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} X' \hat{\Omega}^{-1} y$$

Este estimador es asintóticamente eficiente y no así ELIO debido a que utiliza una matriz de varianzas y covarianzas estimada.

2.3.5. Regresión con errores estándares corregidos por autocorrelación y heterocedasticidad (Prais-Winsten).

Diseñada por Prais y Winsten (1954), corrige el problema de autocorrelación en procesos autoregresivos de orden uno [AR (1)]. No obstante, el método implementado en STATA también corrige el problema de heterocedasticidad. Así, suponiendo la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación en las perturbaciones aleatorias, se procede a efectuar una serie de transformaciones de modo que sus estimadores puedan afrontar estos problemas.

Partiendo del siguiente modelo:

$$y_t = \alpha + \beta_i X_t + \varepsilon_t$$

donde ε_{it} es el término de perturbación aleatoria, y suponiendo la existencia de autocorrelación del tipo AR (1), debe verificarse que:

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad |\rho| < 1$$

siendo ε_t ruido blanco (varianza constante, covarianza y esperanza nula).

Prais-Winsten reproducen el proceso autoregresivo de orden uno en el modelo de la siguiente manera:

$$y_t - \rho y_{t-1} = \alpha(1 - \rho) + \beta(X_t - \rho X_{t-1}) + \varepsilon_t$$

para todas las observaciones, excepto para $t = 1$ donde la transformación es la siguiente:

$$\sqrt{1 - \rho^2} y_1 = \alpha \sqrt{1 - \rho^2} + \left(\sqrt{1 - \rho^2} X_1 \right) \beta + \sqrt{1 - \rho^2} \varepsilon_1$$

Hechas las modificaciones, se estima el modelo por mínimos cuadrados ordinarios. Tras pasado a términos matriciales, se tendrá el siguiente estimador de la regresión Prais-Winsten:

$$\widehat{\Theta} = (Z' \Omega^{-1} Z)^{-1} (Z' \Omega^{-1} Y)$$

donde:

Z = Matriz de observaciones de las variables independientes ($X_t, t=1, 2, 3, \dots, N$).

Y = Matriz de observaciones de la variable dependiente.

Ω = Matriz de varianzas y covarianzas.

$$\Omega = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{T-1} \\ \frac{1 - \rho^2}{1 - \rho^2} & \frac{\rho}{1 - \rho^2} & \frac{\rho^2}{1 - \rho^2} & \dots & \frac{\rho^{T-1}}{1 - \rho^2} \\ \frac{\rho}{1 - \rho^2} & \frac{1}{1 - \rho^2} & \frac{\rho}{1 - \rho^2} & \dots & \frac{\rho^{T-2}}{1 - \rho^2} \\ \frac{\rho^2}{1 - \rho^2} & \frac{\rho}{1 - \rho^2} & \frac{1}{1 - \rho^2} & \dots & \frac{\rho^{T-3}}{1 - \rho^2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\rho^{T-1}}{1 - \rho^2} & \frac{\rho^{T-2}}{1 - \rho^2} & \frac{\rho^{T-3}}{1 - \rho^2} & \dots & \frac{1}{1 - \rho^2} \end{bmatrix}$$

Matriz que puede expresarse como el producto de matrices:

$$\Omega^{-1} = G'G$$

donde G es la siguiente matriz:

$$G = \begin{bmatrix} \sqrt{1 - \rho^2} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -\rho & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -\rho & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

2.3.6. Regresión con errores estándar corregidos por autocorrelación y heterocedasticidad (Driscoll–Kraay).

La regresión agrupada con errores estándares de Driscoll-kraay utiliza una técnica de estimación de forma robusta, que permite solucionar el problema de autocorrelación y heterocedasticidad de los modelos.

También es posible incorporar dichos errores estándar en una regresión con efectos fijos, utilizando el estimador de efectos fijos en dos pasos. En el primer paso, las variables del modelo $z_{it} \in (Y_{it}, X_{it})$ son transformadas de la siguiente manera:

$$\tilde{z}_{it} = z_{it} - \bar{z}_i + \bar{\bar{z}}$$

donde:

$$\bar{z}_i = T_i^{-1} \sum_{t=t_{it}}^{T_i} z_{it} \qquad \bar{\bar{z}} = \left(\sum T_i \right)^{-1} \sum_i \sum_t z_{it}$$

Debido a que el estimador de efectos fijos corresponde al estimador MCO del modelo transformado:

$$Y_{it} = \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it}$$

En el segundo paso, se estima el modelo transformado mediante regresión agrupada por MCO con errores estándar Driscoll-kraay (Hoechle, 2007).

2.3.7. Modelos dinámicos: método generalizado de momentos.

Existen diversos métodos de estimación propuestos por Arellano y Bond (1991), Arellano y Bover (1995), Blundell y Bond (1998) y Roodman (2009), que permiten efectuar análisis tomando en cuenta diversas situaciones, como las siguientes:

1. Teniendo pocos periodos de tiempo “T” y muchos individuos “N”, es decir, T pequeño y N grande.
2. Una función lineal de relación.
3. Contar con una variable dependiente en función de su propio pasado, es decir, teniendo como variable explicativa a la misma variable rezagada en el tiempo.
4. Explicar la variable dependiente con variables exógenas rezagadas o adelantadas en el tiempo.
5. Utilizar una serie de instrumentos que permiten mejorar la eficiencia de los modelos.

A estos efectos, en la investigación se utiliza dentro de STATA el programa de usuario xtabond2 de Roodman (2009), debido a que mantiene algunas ventajas con respecto a los programas oficiales de STATA creados con análoga finalidad (Labra y Torrecillas, 2014). Dicho programa de usuario distingue entre los procedimientos *Diff GMM* (Arellano y Bond, 1991) y *System GMM* (Arellano y Bover, 1995; Blundell y Bond, 1998), al igual que se hace en la literatura especializada. Aquí se ha optado por *System GMM*.

Se parte de la ecuación dinámica:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it}$$

donde:

Y_{it} = Variable dependiente para la empresa i en el tiempo t.

Y_{it-1} = Variable dependiente para la empresa i en el tiempo t-1.

X_{it} = Variable independiente para la empresa i en el tiempo t.

ε_t = Término de perturbación aleatoria.

teniendo el término error ε_t dos componentes ortogonales:

$$\varepsilon_{it} = \mu_{it} + \vartheta_{it}$$

$$E(\mu_i) = E(\vartheta_{it}) = E(\mu_i \vartheta_{it}) = 0$$

μ_i = Los efectos fijos.

ϑ_{it} = Shocks indiosincráticos

Se pueden utilizar como instrumentos diversas variables, como por ejemplo:

En ecuaciones en diferencias.

$$\Delta Y_{t-1} = Y_{t-2} - Y_{t-1}$$

En ecuaciones en niveles.

$$Y_t = Y_{t-1}$$

$$Y_{t-1} = Y_{t-2}$$

Los modelos dinámicos presentados se estimarán por el método GMM en dos etapas, con la corrección de errores estándar para muestras finitas propuesta por Windmeijer (2005), que da como resultado unos estimadores más eficientes.

2.4. Estrategia estadística y econométrica de la investigación.

En la presente investigación se desarrollarán un análisis estático y un análisis dinámico, con el objetivo de observar el comportamiento e influencia de las variables independientes a lo largo del tiempo sobre la tasa de inversión. Partiendo del modelo teórico (6), presentado en el epígrafe 1.2, se procede a estimar el siguiente modelo empírico o econométrico estático con cada una de las técnicas de estimación anteriormente presentadas:

$$TI_{it} = \alpha + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 ROE_{it} + \beta_3 Csol_{it} + \varepsilon_{it}$$

donde:

TI_{it} = Tasa de inversión para la empresa i en el tiempo t . definida como $\frac{I_{it}}{K_{it}}$

α = Intercepción del modelo.

Q_{it} = Q de Tobin para la empresa i en el tiempo t .

ROE_{it} = Ratio de rentabilidad financiera para la empresa i en el tiempo t .

$Csol_{it}$ = Coeficiente de solvencia para la empresa i en el tiempo t .

ε_{it} = Término de perturbación aleatoria para la empresa i en el periodo t .

Y para el análisis dinámico, partiendo del modelo teórico (6), presentado en el epígrafe 1.2, se procede a estimar el siguiente modelo econométrico:

$$TI_{it} = TI_{it-1} + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 ROE_{it} + \beta_3 Csol_{it} + \varepsilon_{it}$$

Cabe aclarar, que para el análisis dinámico las variables independientes son rezagadas, adelantadas o contemporáneas. Se debe a que, en numerosos estudios empíricos de diversos autores sobre el tema, la inversión no solo es explicada por la Q de Tobin, la rentabilidad financiera y el coeficiente de solvencia en el tiempo actual, sino que también es explicada por estas mismas variables pero de un periodo atrás, es decir, rezagadas un periodo, o adelantadas un periodo (Alonso y Bentolila, 1992).

El estudio realizado por Madsen y Carrington (2011) concluye que la Q de Tobin, el flujo de caja y la rentabilidad financiera rezagadas en el tiempo tienen un impacto significativo sobre la inversión para empresas de Estados Unidos.

Además, otros estudios incorporan como variable explicativa a la tasa de inversión rezagada, con el objetivo de captar la relación existente entre la inversión de un periodo atrás con la inversión actual, concluyendo que la tasa de inversión rezagada tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo para explicar la inversión actual (Eberly *et al.*, 2012).

Por otra parte, en el estudio de Alonso y Bentolila (1992) se analiza la tasa de inversión teniendo como variable explicativa a Q de Tobin adelantada, es decir, la variable del periodo $t+1$. Se evidenció que la Q de Tobin del periodo $t+1$ es significativa para explicar la tasa de inversión de las empresas. Por lo expuesto, se toman las variables independientes tanto contemporáneas como rezagadas y adelantadas para el análisis de los modelos dinámicos en la investigación.

A continuación, se detallan los comandos utilizados en el programa STATA para el análisis estadístico y econométrico aquí efectuado:

- a) Análisis descriptivo y de correlaciones.

Summarize variables (estadísticos descriptivos).

Pwcorr variable dependiente variables independientes, sig (correlaciones binarias).

b) Estimación de regresión agrupada.

Regress variable dependiente variables independientes (estimación por regresión agrupada).

c) Análisis estático, estimación con efectos fijos y efectos aleatorios. Test de Hausman para decidir entre los dos modelos.

Xtreg variable dependiente variables independientes, fe (estimación con efectos fijos)

Estimates store Fixed

Xtreg variable dependiente variables independientes, re (estimación con efectos aleatorios)

Xttest0 (prueba específica de idoneidad de la regresión con efectos aleatorios)

Estimates store random

Hausman Fixed random (test de Hausman)

d) Contrastes de autocorrelación y heterocedasticidad, observándose la existencia de heterocedasticidad, por lo tanto, el test de Hausman no es fiable y procederemos a utilizar el test de Hausman robusto, para escoger entre los dos modelos.

Xtserial variable dependiente variable independiente (test de autocorrelación valido para los dos modelos)

Xtreg variable dependiente variables independientes, fe

Xttest3 (test de heterocedasticidad para efectos fijos)

Xtreg variable dependiente variables independientes, re

Predict che,e

Robvar che, by (emp) (test de heterocedasticidad para efectos aleatorios)

Xtoverid, robust cluster (emp) (test de Hausman robusto)

e) Estimación por mínimos cuadrados generalizados factibles

Xtglm variable dependiente variables independientes, panels
(heteroskedastic)

- f) Regresión de panel con errores estándar corregidos por heterocedasticidad de Prais-Winsten.

Xtpcse variable dependiente variables independientes, hetonly

- g) Regresión de panel con errores estándar corregidos por heterocedasticidad de Driscoll-Kraay.

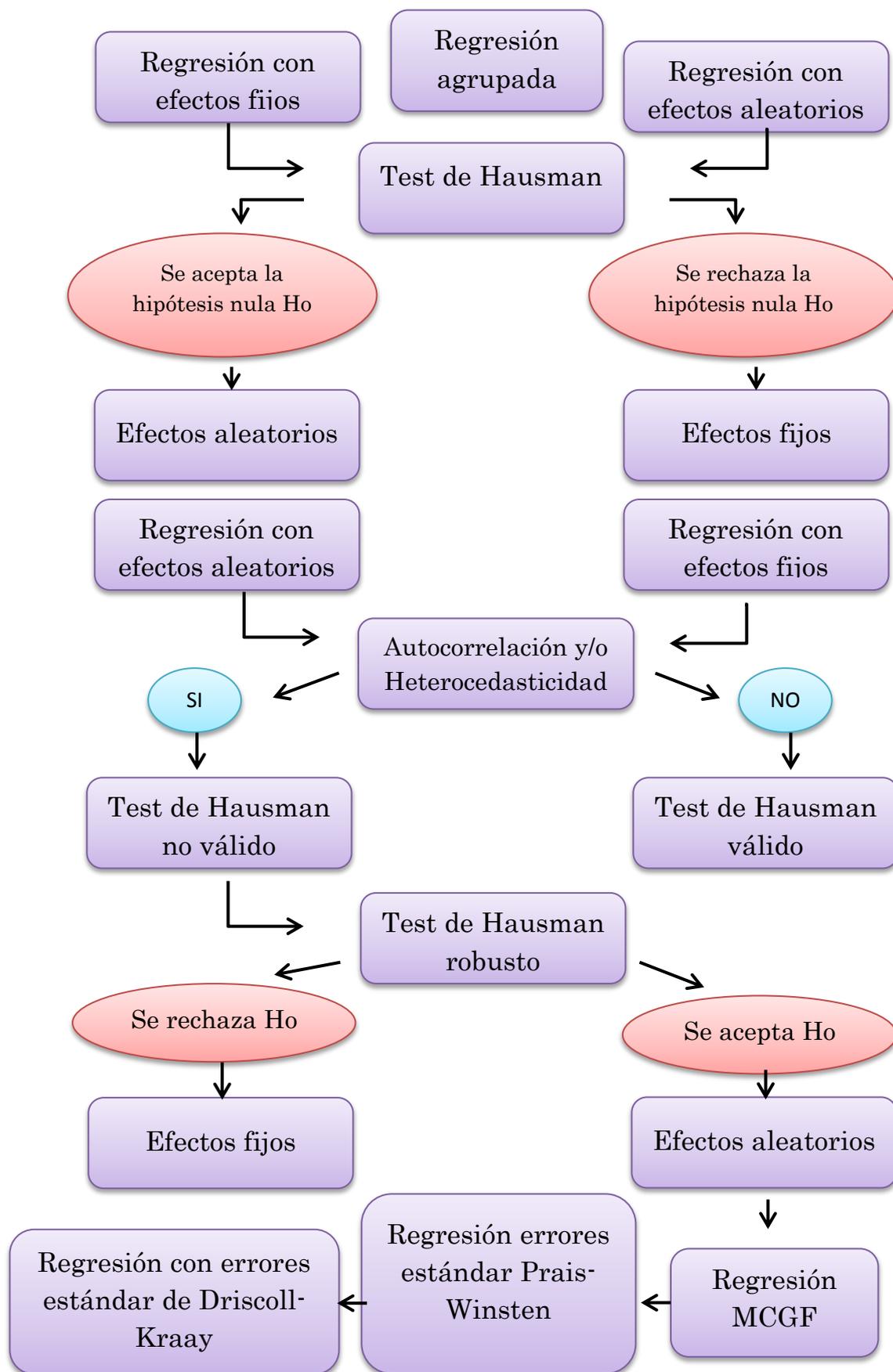
Xtscs variable dependiente variables independientes, lag(1)

- h) Análisis dinámico, efectuado por el método *System GMM* en dos etapas con corrección de Windmeijer (2005) para los errores estándar.

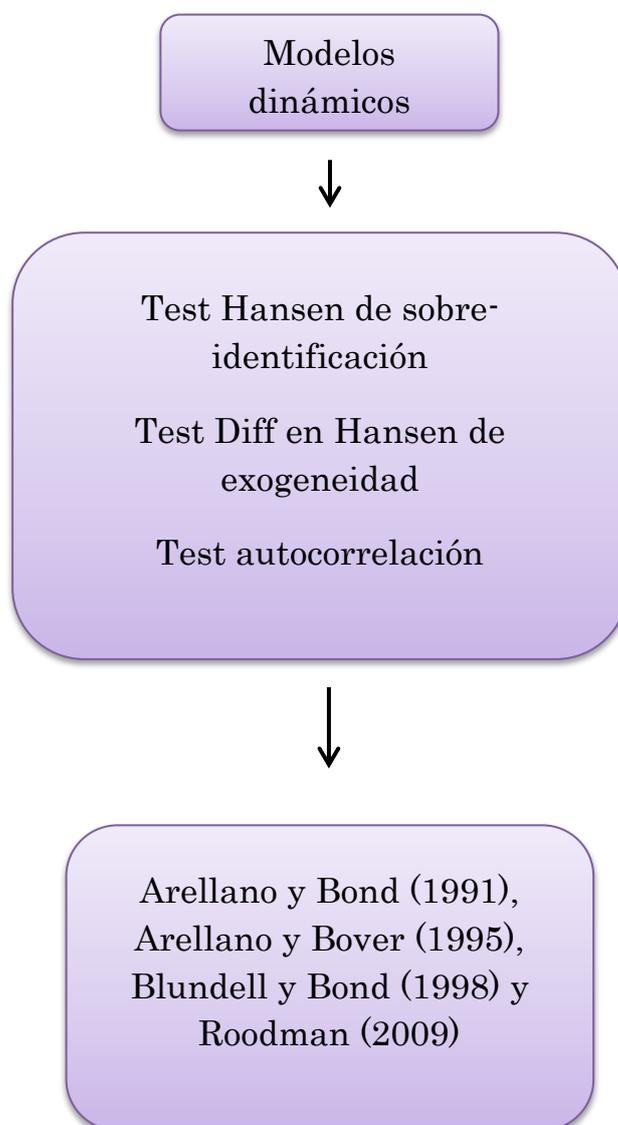
Xtabond2 variable dependiente variable independiente, gmm(variable,
opciones) iv(variable, opciones) noconstant twostep robust

Así mismo, en el cuadro 5 se presenta un esquema de la estrategia econométrica seguida en la investigación.

Cuadro 5. Diagrama de las estimaciones de los modelos estáticos y dinámicos



Cuadro 5. Diagrama de las estimaciones de los modelos estáticos y dinámicos
(continuación)



3. RESULTADOS Y CONTRASTE DE HIPÓTESIS.

En este capítulo, ante todo se ofrecen los resultados obtenidos en el análisis descriptivo y de correlaciones bivariadas. Después, se muestran los resultados de las estimaciones realizadas para los modelos estáticos y dinámicos presentados en páginas previas, con el objetivo final de contrastar las hipótesis planteadas.

3.1. Análisis descriptivo y de correlaciones.

En el cuadro 6, se observan los estadísticos descriptivos de las variables tomadas en cuenta en el análisis. Se presenta el número de observaciones de cada una de las variables, sus medias, sus desviación con respecto a sus medias, sus valores mínimos y máximos.

Cuadro 6. Estadísticos descriptivos.

Variable	Observaciones	Media	Desviacion Típica	Minimo	Maximo
TI	477	18,90495	43,36586	-100	508,29
TI ₋₁	424	19,47333	45,36136	-100	508,29
TI ₊₁	424	17,54481	42,98106	-100	508,29
Q	477	148,7919	129,6047	54,27	1257,9
Q ₋₁	424	150,533	132,3811	54,27	1257,9
Q ₊₁	424	144,1707	127,4982	54,27	1257,9
ROE	477	10,38312	27,85112	-326,31	123,32
ROE ₋₁	424	11,83887	23,3589	-87,22	123,32
ROE ₊₁	424	9,640071	28,81847	-326,31	123,32
Csol	477	37,72338	18,35304	3,01	95,35
Csol ₋₁	424	37,72338	18,35304	4,99	95,35
Csol ₊₁	424	37,40913	18,25176	3,01	93,67

También se ha realizado el análisis de las correlaciones bivariadas de Pearson entre dichas variables, lo que nos permite observar el grado de asociación lineal entre cada par de variables.

Cuadro 7. Correlaciones bivariadas de Pearson entre las variables.

	TI	TI ₋₁	TI ₊₁	Q	Q ₋₁	ROE	ROE ₋₁	ROE ₊₁	Csol	Csol ₋₁	Csol ₊₁
TI	1,0000										
Sig.											
TI ₋₁	0,0287	1,0000									
Sig.	0,5557										
TI ₊₁	0,0287	0,0798	1,0000								
Sig.	0,5557	0,1251									
Q	0,1112**	0,095*	0,1473***	1,0000							
Sig.	0,0151	0,0506	0,0024								
Q ₋₁	0,1473***	0,1075**	0,1364***	0,9336***	1,0000						
Sig.	0,0024	0,0269	0,0085	0,0000							
Q ₊₁	0,0950*	0,0805	0,1066**	0,9336***	0,8909***						
Sig.	0,0506	0,1217	0,0281	0,0000	0,0000						
ROE	0,13***	0,1010**	0,1898***	0,3385***	0,3193***	1,0000					
Sig.	0,0045	0,0376	0,0001	0,0000	0,0000						
ROE ₋₁	0,1898***	0,1415***	0,1069**	0,3840***	0,4022***	0,7307***	1,0000				
Sig.	0,0001	0,0035	0,0396	0,0000	0,0000	0,0000					
ROE ₊₁	0,1010**	0,1147**	0,1365***	0,3193***	0,2649***	0,7307***	0,5839***	1,0000			
Sig.	0,0376	0,0272	0,0049	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000				
Csol	-0,0993**	-0,1014**	-0,0729	0,0684	0,0629	-0,0592	-0,10871**	-0,1051**	1,0000		
Sig.	0,0301	0,0368	0,1340	0,1355	0,1964	0,1972	0,0252	0,0305			
Csol ₋₁	-0,0729	-0,1032**	-0,0399	0,042	0,0579	-0,1051**	-0,1476**	-0,1259**	0,9506***	1,0000	
Sig.	0,1340	0,0336	0,4433	0,3881	0,234	0,0305	0,0023	0,0153	0,0000		
Csol ₊₁	-0,1014**	-0,1124**	-0,0972**	0,0629	0,0646	-0,1087**	-0,1188**	-0,047	0,9506***	0,9026	1,0000
Sig.	0,0368	0,0304	0,0454	0,1964	0,2146	0,0252	0,0221	0,3342	0,0000	0,0000	

Se considera que dos variables se correlacionan cuando el coeficiente de correlación tiende a 1 o -1. Si el coeficiente tiende a la unidad, existe una correlación positiva entre las variables y si en cambio tiende a -1, existe una relación negativa entre las variables.

En el cuadro 7 se presentan los resultados obtenidos para esas correlaciones y, debajo de los correspondientes coeficientes, la significación de los mismos en prueba bilateral. Los asteriscos *, **, *** representan el nivel de significancia al 10%, 5% y 1% respectivamente, siendo la hipótesis nula que no existe correlación entre las variables. Obsérvese en dicho cuadro que la variable Csol aparece correlacionada de forma negativa con la tasa de inversión, lo cual es contrario a la hipótesis planteada.

3.2. Regresión agrupada.

La primera estimación se realiza por la técnica de regresión agrupada (*pooled*), en la cual se aplica mínimos cuadrados ordinarios. Los resultados de la regresión se presentan en el cuadro 8.

Cuadro 8. Regresión agrupada.

Tasa de inversión	Coefficientes	Error Estándar	Estadístico t	P-valor	Intervalo de confianza al 95%	
Q	0,0287363	0,01616	1,78	0,076	-0,003018	0,06049
ROE	0,1479993	0,07516	1,97	0,05	0,00031	0,295679
Csol	-0,352813	0,10757	-2,19	0,029	-0,4466	-0,0239088
Constante	21,96812	4,91171	4,47	0,000	12,31666	31,61958
$F(3,473) = 5,18$			$Prob > F = 0,0016$			

Observamos que las variables independientes son estadísticamente significativas a los distintos niveles de significación individual t, por lo tanto, son diferentes de cero. En la prueba global, se rechaza la hipótesis nula de que en su conjunto las variables son iguales a cero, debido a que el p-valor es menor de 0,01.

3.3. Estimación de los modelos estáticos: efectos fijos y efectos aleatorios. Test de Hausman.

En primera instancia, se estimará el modelo con efectos fijos y posteriormente con efectos aleatorios. Además, se aplicará el test de Hausman para escoger entre el modelo de efectos fijos o efectos aleatorios.

3.3.1. Efectos fijos.

Se estima el modelo descrito en el capítulo anterior, con las variables independientes contemporáneas. Los resultados obtenidos se presentan en el cuadro 9.

Cuadro 9. Estimación del modelo con efectos fijos.

Tasa de inversión	Coefficientes	Error Estándar	Estadístico t	P-valor	Intervalo de confianza al 95%	
Q	0,078808	0,03686	2,14	0,033	0,006351	0,151265
ROE	0,216669	0,09930	2,18	0,030	0,021481	0,411859
Csol	-0,195162	0,29532	-0,66	0,509	-0,77565	0,385324
Constante	12,29142	11,8101	1,04	0,299	-10,9227	35,5055
sigma_u	16,413681					
Sigma_e	42,68014					
rho	0,12884194					
Test F. todas las $u_i = 0$		F(52,421) = 1,05		Prob > F = 0,3795		
Test de Wald F (3,368) = 3,77			Pro > F = 0,0108			

En el cuadro 9, a la vista de los estadísticos t, se observa que las variables independientes Q y ROE son estadísticamente significativas al 5%, debido a que su p-valor es menor a 0.05. Por lo tanto, sus coeficientes son diferentes de cero. En cambio, el coeficiente de solvencia que no es estadísticamente significativo. Así mismo, en la prueba conjunta F de Wald, rechazamos la hipótesis nula de que los coeficientes de todas las variables independientes son iguales a cero.

Además, STATA proporciona el estadístico $F(\mu_i)$, para evaluar si el modelo estimado con efectos fijos es más conveniente que la regresión agrupada por

mínimos cuadrados ordinarios, siendo la hipótesis nula que todos los errores específicos del individuo μ_i son iguales a cero. Si dichos errores son iguales a cero, no tendría sentido estimar con efectos fijos. El p-valor del contraste del estadístico F (μ_i) es igual a 0.3795, por lo que cabe aceptar la hipótesis nula. Ahora bien, a efectos del aprendizaje académico y práctico en la presente investigación, se estimarán a continuación todos los modelos planteados en el capítulo anterior.

Los valores de Sigma_u, Sigma_e y Rho, forman parte del contraste F (μ_i) donde:

- Sigma_u = Desviación típica del error específico del individuo.
- Sigma_e = Desviación típica de la perturbación aleatoria asociada a las variables independientes.
- Rho = Proporción de la división entre la varianza de μ_i y la varianza total (varianza μ_i + varianza de ε_{it}).

3.3.2. Efectos aleatorios.

Al igual que en el modelo anterior, las variables independientes utilizadas son contemporáneas. Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro 10.

Cuadro 10. Estimación del modelo con efectos aleatorios.

Tasa de inversión	Coeficientes	Error Estándar	Estadístico t	P valor	Intervalo de confianza al 95%	
Q	0,0289552	0,01633	1,77	0,076	-0,00306	0,0609684
ROE	0,1493061	0,75526	1,98	0,048	0,001278	0,2973339
Csol	-0,234716	0,10887	-2,16	0,031	-0,44809	-0,0213396
Constante	21,90066	4,9717	4,41	0,000	12,15622	31,64511
sigma_u	2,5709562					
Sigma_e	42,68014					
rho	0,00361547					
Test de Wald chi2 (3) = 15,36		Prob > chi2 = 0,0015				

En el cuadro 10, podemos observar que las variables independientes son estadísticamente significativas a los distintos niveles de significancia según el estadístico t de cada coeficiente individual. Así mismo, en la prueba conjunta rechazamos la hipótesis nula de que los coeficientes de todas las variables independientes son iguales a cero, debido a que el test de Wald tiene un p-valor de 0.0015.

Para evaluar si el modelo de efectos aleatorios es preferible al modelo de regresión agrupada se realiza el contraste de Breuch-Pagan, cuya hipótesis nula es que la varianza de los errores específicos de μ_i son iguales a cero. En el cuadro 11, observamos que la probabilidad de chi2 es mayor a 0.05. Por tanto, aceptamos la hipótesis nula. No obstante, como ya se dijo, se continuará adelante con el esquema de estimaciones presentado en el capítulo previo.

Cuadro 11. Contraste Breuch-Pagan del modelo de efectos aleatorios.

	Var	sd = sqrt(Var)
Tasa de inversión	1880,598	43,36586
e	1821,594	42,68014
u	6,609816	2,570956
Estadístico chi2 (1)	0,01	
Prob > chi2	0,9175	

3.3.3. Test de Hausman.

El contraste de Hausman, nos sirve para elegir entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. La hipótesis nula del test es que los estimadores tanto de efectos fijos y de efectos aleatorios no difieren, o su diferencia es pequeña. Observando los resultados del cuadro 12, aceptamos la hipótesis nula. Por lo tanto, no existe diferencia significativa entre las estimaciones con efectos fijos y efectos aleatorios. Pero siendo más eficiente el modelo de efectos aleatorios, debería optarse por éste.

Cuadro 12. Contraste de Hausman.

	Coeficiente Efectos Fijos	Coeficiente Efectos aleatorios	Diferencia	Error Estándar
Q	0,078808	0,0289552	0,0498528	0,0330462
ROE	0,2166699	0,1493061	0,0673638	0,0644727
Csol	-0,1951624	-0,234716	0,0395536	0,274522
Chi2	4,16			
Prob>chi2	0,2451			

3.4. Análisis de autocorrelación y heterocedasticidad en efectos fijos y efectos aleatorios. Test de Hausman robusto.

Antes de continuar el análisis, es conveniente analizar el problema de autocorrelación de los residuos y heterocedasticidad (diferentes varianzas), debido a que, si en los modelos estimados se cuenta con estos problemas, el test de Hausman antes aplicado no es fiable. Para ello, procedemos a realizar los diversos test que posibilitan verificar la existencia o no de estos problemas.

3.4.1. Contraste de autocorrelación.

Contraste desarrollado por Wooldridge (2008), que facilita detectar el problema de autocorrelación de los residuos en modelos con datos de panel. Este test plantea la hipótesis nula de que no existe el problema de autocorrelación de los residuos. El test puede ser usado tanto para el modelo de efectos fijos como para el modelo de efectos aleatorios. En las estimaciones anteriormente presentadas, cabe aceptar la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación, debido a que el citado contraste presenta un p-valor mayor a 0.05. Por tanto, no existe el problema en los dos modelos (efectos fijos y efectos aleatorios). Los resultados del contraste se observan en el cuadro 13.

Cuadro 13. Contraste de autocorrelación.

Ho	Ausencia de autocorrelación
Estadístico	$F(1, 52) = 0,005$
p-valor	0,946

3.4.2. Contraste de heterocedasticidad.

El siguiente paso, consiste en realizar el contraste de heterocedasticidad (diferentes varianzas) de los modelos estimados. En este caso existe un test específico para cada método de estimación, es decir, un test para el modelo con efectos fijos y otro para el modelo con efectos aleatorios. El test utilizado para el modelo con efectos fijos es el test de Wald, cuya hipótesis nula es la no existencia de heterocedasticidad, por lo tanto, las varianzas de los residuos son iguales (homocedasticidad) (Greene, 2000). Los resultados del test son presentados en el cuadro 14.

Cuadro 14. Contraste de heterocedasticidad para efectos fijos.

Ho	Homocedasticidad
Estadístico	$\chi^2(53) = 1,3e+06$
p-valor	0,0000

Como se observa en el cuadro 14, rechazamos la hipótesis nula de homocedasticidad (varianzas iguales). En consecuencia, el modelo de efectos fijos tiene el problema de heterocedasticidad.

El contraste para el modelo de efectos aleatorios, consiste en un test robusto de Levene, cuya hipótesis nula es la igualdad de varianzas entre grupos. STATA proporciona el test de Levene y otros dos test complementarios. El primero de estos dos es el test de Brown, que reemplaza la media por la mediana; el segundo es el test Forsythe, que reemplaza la media por una media truncada. Los resultados obtenidos en el contraste se presentan en el cuadro 15.

Cuadro 15. Contraste de heterocedasticidad para efectos aleatorios.

Ho	Homocedasticidad
Estadístico	F (52 , 371) = 2,84888178
p-valor	0,0000
Estadístico	F (52 , 371) = 1,5408128
p-valor	0,0122
Estadístico	F (52 , 371) = 2,8488178
p-valor	0,0000

Como se acaba de decir, en el cuadro 15 aparece el test de Levene y sus dos variantes. Rechazamos la hipótesis nula de homocedasticidad a cualquier nivel de significancia. Por lo tanto, el modelo de efectos aleatorios presenta el problema de heterocedasticidad.

3.4.3. Test de Hausman robusto.

Como mencionamos anteriormente, el test de Hausman ordinario no es fiable en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación. Por ello, es necesario emplear un test robusto. Consiste en un test de restricciones sobreidentificadas cuya hipótesis nula es que se cumplen las condiciones de ortogonalidad para que el estimador con efectos aleatorios sea consistente (Wooldridge, 2008).

Observando el cuadro 16 con los resultados de este contraste, aceptamos la hipótesis nula, por lo que es preferible estimar los modelos con efectos aleatorios.

Cuadro 16. Contraste robusto de Hausman.

Ho	El estimador de efectos aleatorios es consistente
Estadístico	$\chi^2(53) = 4,04$
p-valor	0,2380

3.5. Estimación por mínimos cuadrados generalizados factibles.

Una vez realizados los diferentes contrastes, se evidenció la presencia de heterocedasticidad en los modelos, por lo que utilizaremos otros métodos de estimación que tomen en cuenta y corrijan el problema de heterocedasticidad.

Una alternativa es la estimación por mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF), que nos permite corregir los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad, ya que utiliza una estimación robusta de la matriz de varianzas y covarianzas y obtiene estimadores consistentes. Aquí utilizamos esta técnica de estimación para corregir el problema de heterocedasticidad detectado.

Los resultados se presentan en el cuadro 17. Las variables independientes son estadísticamente significativas al 5% de nivel de significación tanto para la prueba individual como para la conjunta, debido a que su p-valor es menor que 0.05.

Cuadro 17. Estimación del modelo por mínimos cuadrados generalizados factibles.

Tasa de inversión	Coefficientes	Error Estándar	Estadístico t	P valor	Intervalo de confianza al 95%	
Q	0,0314569	0,00874	3,60	0,000	0,014331	0,0485832
ROE	0,1595212	0,04496	3,55	0,000	0,071394	0,2476489
Csol	-0,1204931	0,04701	-2,56	0,010	-0,21262	-0,0283625
Constante	14,57817	2,5864	5,64	0,000	9,508881	19,64747
Test de Wald chi2 (3) = 41,56			Prob > chi2 = 0,0000			

3.6. Regresión con errores estándar corregidos por heterocedasticidad (Prais-Winsten).

Para corroborar los resultados obtenidos hasta el momento, se estimará la regresión con errores estándar de Prais–Winsten. Dicha técnica nos permite corregir los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad a través de procesos autoregresivos de orden uno AR (1). En el presente caso, la estimación

se realizará solamente corrigiendo el problema de heterocedasticidad detectado. Los resultados se presentan en el cuadro 18.

Cuadro 18. Estimación del modelo con errores estándares Prais-Winsten.

Tasa de inversión	Coeficientes	Error Estándar het - Corregido	Estadístico t	P valor	Intervalo de confianza al 95%	
Q	0,0287363	0,01330	2,16	0,031	0,002663	0,0548098
ROE	0,1479993	0,09750	1,52	0,029	-0,04310	0,3390947
Csol	-0,2352813	0,13454	-1,75	0,080	-0,49897	0,0284049
Constante	21,96812	6,3371	3,47	0,001	9,5476	34,38861
Test de Wald chi2 (3) = 17,31			Prob > chi2 = 0,0006			

Las variables independientes son estadísticamente significativas, tanto en la prueba individual como en la prueba conjunta. Además, hay que mencionar que la Q de Tobin y la rentabilidad financiera son positivas, por lo tanto, tienen una influencia positiva sobre la tasa de inversión, mientras que el coeficiente de solvencia cuenta con signo negativo, por lo que tiene una influencia negativa sobre la tasa de inversión, al igual que en el caso de MCGF.

3.7. Regresión con errores estándar corregidos por heterocedasticidad (Driscoll-Kraay).

Para finalizar con los modelos estáticos, se estima como otra alternativa la regresión con errores estándar de Driscoll – Kraay. Dicha técnica permite corregir problemas de autocorrelación y heterocedasticidad.

Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro 19.

Cuadro 19. Estimación con errores estándar corregidos por heterocedasticidad (Driscoll-Kraay).

Tasa de inversión	Coefficientes	Error Estándar Drisc / Kraay	Estadístico t	P valor	Intervalo de confianza al 95%	
Q	0,0287363	0,00660	4,35	0,000	0,015489	0,041984
ROE	0,1479993	0,04259	3,48	0,001	0,062545	0,2334537
Csol	-0,2352813	0,09595	-2,45	0,018	-0,42782	-0,0427456
Constante	21,96812	7,85787	2,80	0,007	6,200145	37,7361
Test de Wald $\chi^2(3, 52) = 20,86$			Prob > $\chi^2 = 0,0000$			

Para corregir el problema de heterocedasticidad, se utilizó un lag(1) en la estimación. Observando los resultados del cuadro 19, vemos que las variables independientes son estadísticamente significativas al 1% de significación individual según el estadístico t, excepto el coeficiente de solvencia que es al 5%. Así mismo, en la prueba conjunta las variables independientes son estadísticamente significativas al 1% de nivel de significación, puesto que p-valor es menor que 0.01.

3.8. Estimación de modelos dinámicos.

Una vez realizado el análisis estático propuesto en la investigación, procedemos a realizar las estimaciones de los modelos dinámicos, con el objetivo de observar la relación de las variables independientes a lo largo del tiempo con la tasa de inversión considerando también como variable explicativa un rezago de esta última, es decir, de la propia variable dependiente.

Los resultados de las estimaciones se presentan en los cuadros 20, 21, 22 y 23. Las variables explicativas se utilizan contemporáneas, rezagadas o adelantadas. En este estudio, no se estima la tasa de inversión en función de la Q de Tobin contemporánea, rezagada y adelantada al mismo tiempo, debido al problema de multicolinealidad, ya advertido en el estudio de Alonso y Bentolila (1992). De modo similar se procede en el caso de las variables explicativas ROE y Csol, para intentar evitar ese problema.

Cuadro 20. Estimación de modelos dinámicos: variable explicativa Q de Tobin.

Se presentan tres modelos estimados por el método *System GMM* en dos etapas, con la corrección de errores estándar de Windmeijer (2005). Debajo de los estimadores aparece entre paréntesis el estadístico t. ***, **, * representan el nivel de significación individual del 1%, 5% y 10%, respectivamente. AR(1) y AR(2) son los estadísticos de autocorrelación de primer orden y segundo orden de los residuos, bajo la hipótesis nula de no correlación serial. SG representa el nivel de significancia global del modelo. La prueba de Hansen de restricciones de sobre-identificación es bajo la hipótesis nula de que todos los instrumentos son válidos. El Diff en Hansen representa la prueba de exogeneidad bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados para las ecuaciones son exógenos. Los instrumentos utilizados son: ecuaciones en diferencias: L2.TI_{it-1}, L3.TI_{it-1}, L.Q_{it}, L2.Q_{it} y L3.Q_{it}; ecuaciones en nivel: Δ Q_{it}, ΔL.TI_{it-1} y ΔL.Q_{it}.

Variable dependiente: Tasa de inversión

Modelos	(1)	(2)	(3)
TI ₋₁	0,2349046** (2,12)	0,1993757* (1,72)	0,3392894*** (3,23)
Q	0,0809109*** (3,60)		
Q ₋₁		0,0764984*** (3,79)	
Q ₊₁			0,0613347*** (2,69)
AR(1) test (p-valor)	0,068	0,071	0,066
AR(2) test (p-valor)	0,197	0,195	0,163
SG	83,36***	31,04***	52,84***
Hansen test de sobre-identificación (p-valor)	0,276	0,259	0,147
Diff en Hansen test de exogeneidad (p-valor)	0,220	0,339	0,311

El cuadro 20 presenta los resultados de algunos modelos dinámicos estimados por el método *System GMM* en dos etapas, con la corrección de errores estándar propuesta por Windmeijer (2005). Se corrige el problema de endogeneidad al utilizar variables instrumentales en el modelo. Para estas estimaciones, se utiliza la *Q* de Tobin contemporánea, rezagada y adelantada como variable explicativa de los modelos. Así mismo, se cuenta con la tasa de inversión rezagada como variable explicativa. Esto permite observar la relación entre la tasa de inversión y la *Q* de Tobin en distintos niveles de tiempo. En los tres modelos estimados que se relejan en dicho cuadro, las variables explicativas son estadísticamente significativas a los distintos niveles.

También se presenta en el mismo cuadro 20 el test de autocorrelación de primer orden AR (1) y segundo orden AR (2) de los residuos, cuya hipótesis nula es la ausencia de autocorrelación serial. Para que las estimaciones sean consistentes y se justifique la utilización de los modelos dinámicos, es deseable que los residuos de primer orden estén correlacionados, pero no debe haber correlación serial de segundo orden AR (2). En los modelos estimados, se rechaza la hipótesis nula. Los residuos de primer orden están correlacionados a un nivel de significación de 10%. En cambio, se acepta la hipótesis nula de que los residuos de segundo orden no están correlacionados. En la prueba conjunta SG, se rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto, las variables en su conjunto son estadísticamente significativas en los tres modelos estimados que se recogen en ese cuadro 20. La tercera prueba es el test de Hansen de sobreidentificación, cuya hipótesis nula es que las restricciones de sobreidentificación son válidas, es decir, que todos los instrumentos empleados en el modelo son válidos. En nuestros resultados del cuadro 20, aceptamos la hipótesis nula para todos los modelos estimados. Por último, aparece el test de Diff en Hansen, una prueba de exogeneidad bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados para las ecuaciones en niveles son exógenos. Dado el resultado del contraste, aceptamos la hipótesis nula de exogeneidad de los instrumentos, para los tres modelos ahí reflejados.

Cuadro 21. Estimación de modelos dinámicos: variable explicativa ROE.

Se presentan tres modelos estimados por el método *System GMM* en dos etapas, con la corrección de errores estándar de Windmeijer (2005). Debajo de los estimadores aparece entre paréntesis el estadístico t. ***, **, * representan el nivel de significación individual del 1%, 5% y 10%, respectivamente. AR(1) y AR(2) son los estadísticos de autocorrelación de primer orden y segundo orden de los residuos, bajo la hipótesis nula de no correlación serial. SG representa el nivel de significancia global del modelo. La prueba de Hansen de restricciones de sobre-identificación es bajo la hipótesis nula de que todos los instrumentos son válidos. El Diff en Hansen representa la prueba de exogeneidad bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados para las ecuaciones son exógenos. Los instrumentos utilizados son: ecuaciones en diferencias: L2.TI_{it-1}, L3.TI_{it-1}, L(2/.)TI_{it-1}, L(2/.)ROE_{it}, L(1/.)ROE_{it}, L2.ROE_{it} y L3.ROE_{it}; ecuaciones en nivel: Δ L.ROE_{it}, Δ L.TI_{it-1} y Δ ROE_{it}.

Variable dependiente: Tasa de inversión

Modelos	(1)	(2)	(3)
TI₋₁	0,0872942 (0,72)	0,0910847 (0,69)	0,1356559 (0,96)
ROE	0,6410439*** (2,68)		
ROE₋₁		0,5313007*** (2,67)	
ROE₊₁			0,2841496** (2,45)
AR(1) test (p-valor)	0,083	0,075	0,086
AR(2) test (p-valor)	0,283	0,270	0,244
SG	21,98***	19,65***	9,23**
Hansen test de sobre-identificación (p-valor)	0,308	0,464	0,253
Diff en Hansen test de exogeneidad (p-valor)	0,120	0,666	0,443

El cuadro 21 presenta los resultados de otros modelos estimados por el método *System GMM* en dos etapas, con la corrección de errores estándar propuesta por Windmeijer (2005). La variable explicativa es la rentabilidad financiera contemporánea, rezagada o adelantada. Así mismo, se incluye como variable explicativa la tasa de inversión rezagada. La rentabilidad financiera es positiva y estadísticamente significativa para los distintos niveles de significación.

En el test de autocorrelación de orden uno en los residuos, se rechaza la hipótesis nula, por lo que los residuos están correlacionados a un nivel de significación del 10%. En cuanto a la autocorrelación de segundo orden, se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación serial de los residuos en las tres estimaciones recogidas en ese cuadro 21.

En la prueba global se rechaza la hipótesis nula de que, en conjunto, los coeficientes estimados son iguales a cero.

En el test de Hansen de sobreidentificación se acepta la hipótesis nula, por lo que todos los instrumentos empleados en esas estimaciones son válidos.

Además, según los resultados de los test de Diff en Hansen, no se rechaza la hipótesis nula de que todos los instrumentos utilizados en las ecuaciones son exógenos.

Cuadro 22. Estimación de modelos dinámicos: variable explicativa coeficiente de solvencia.

Se presentan tres modelos estimados por el método *System GMM* en dos etapas, con la corrección de errores estándar de Windmeijer (2005). Debajo de los estimadores aparece entre paréntesis el estadístico t. ***, **, * representan el nivel de significación individual del 1%, 5% y 10%, respectivamente. AR(1) y AR(2) son los estadísticos de autocorrelación de primer orden y segundo orden de los residuos, bajo la hipótesis nula de no correlación serial. SG representa el nivel de significancia global del modelo. La prueba de Hansen de restricciones de sobre-identificación es bajo la hipótesis nula de que todos los instrumentos son válidos. El Diff en Hansen representa la prueba de exogeneidad bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados para las ecuaciones son exógenos. Los instrumentos utilizados son: ecuaciones en diferencias: $L(2/.)TI_{it-1}$, $\Delta.Csol_{it}$, $\Delta L.Csol_{it}$ y $\Delta F.Csol_{it}$; ecuaciones en nivel: $Csol_{it}$, $L.Csol_{it}$, $F.Csol_{it}$ y $\Delta L.TI_{it-1}$.

Variable dependiente: Tasa de inversión

Modelos	(1)	(2)	(3)
TI₋₁	-0,0369697 (-0,10)	-0,0281991 (-0,08)	0,0837028 (0,22)
Csol	-0,2294164 (-1,35)		
Csol₋₁		-0,1862274 (-1,23)	
Csol₊₁			-0,1571877 (-1,00)
AR(1) test (p-valor)	0,269	0,271	0,22
AR(2) test (p-valor)	0,696	0,679	0,491
SG	5,26*	3,070	3,900
Hansen test de sobre-identificación (p-valor)	0,160	0,157	0,284
Diff en Hansen test de exogeneidad (p-valor)	0,653	0,646	0,579

El cuadro 22 presenta los resultados de más modelos estimados por el método *System GMM* en dos etapas, con la corrección de errores estándar propuesta por Windmeijer (2005). En estas estimaciones se tomó como variable explicativa el coeficiente de solvencia con su valor contemporáneo, rezagado y adelantado. Al igual que en los anteriores modelos estimados, se cuenta como variables explicativa con la tasa de inversión rezagada. Se observa que las variables explicativas C_{sol} no son estadísticamente significativas en los tres modelos estimados.

En cuanto al test de autocorrelación de orden uno, se acepta la hipótesis nula, por lo que los residuos no están correlacionados, En cambio, en el test de autocorrelación de AR (2), se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación serial de los residuos. En la prueba conjunta las variables explicativas no son estadísticamente significativas, debido a que se acepta la hipótesis nula de que, en su conjunto, los coeficientes de las variables explicativas son iguales a cero.

En el test de Hansen de sobreidentificación, se acepta la hipótesis nula, por lo que todos los instrumentos empleados en nuestras estimaciones son válidos. También, en el test de Diff en Hansen se acepta la hipótesis nula de que todos los instrumentos utilizados en las ecuaciones estimadas son exógenos.

Cuadro 23. Modelo general de posibles combinaciones.

Se presentan cuatro modelos estimados por el método *System GMM* en dos etapas, con la corrección de Windmeijer (2005) para los errores estándar. Debajo de los estimadores aparece entre paréntesis el estadístico t. ***, **, * representan el nivel de significación individual del 1%, 5% y 10%, respectivamente. AR(1) y AR(2) son los estadísticos de autocorrelación de primer orden y segundo orden de los residuos, bajo la hipótesis nula de no correlación serial. SG representa el nivel de significancia global del modelo. La prueba de Hansen de restricciones de sobre-identificación es bajo la hipótesis nula de que todos los instrumentos son válidos. El Diff en Hansen representa la prueba de exogeneidad bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados para las ecuaciones son exógenos. Los instrumentos utilizados son: ecuaciones en diferencias: $L2.TI_{it-1}$, $L3.TI_{it-1}$, $L.Q_{it}$, $L2.Q_{it}$, $L(2/.)TI_{it-1}$, $L3.Q_{it}$ y $\Delta Csol_{it}$; ecuaciones en nivel: $\Delta L.Q_{it}$, $\Delta L.TI_{it-1}$, ΔQ_{it} y $Csol$.

Variable dependiente: Tasa de Inversión

Modelos	(1)	(2)	(3)	(4)
TI_{-1}	0,2827518*** (2,92)	0,1151205 (0,91)	0,2863429*** (3,20)	0,2719953*** (3,04)
Q	0,0492517* (1,75)		0,0564932*** (2,66)	0,0348579 (1,09)
Q_{-1}		0,0619526** (2,47)		
ROE	0,3651616* (1,87)			0,4114868** (2,28)
ROE_{-1}		0,3035249** (1,96)		
$Csol$			-0,1597907** (-2,44)	-0,1514322* (-1,77)

Cuadro 23. Modelo general de posibles combinaciones (continuación).

AR(1) test (p-valor)	0,062	0,083	0,061	0,063
AR(2) test (p-valor)	0,169	0,257	0,169	0,168
SG	91,15***	36,37***	38,58***	48,21***
Hansen test de sobre-identificación (p-valor)	0,525	0,474	0,439	0,422
Diff en Hansen test de exogeneidad (p-valor)	0,673	0,687	0,743	0,484

Para finalizar el análisis dinámico, se estimaron cuatro modelos de posibles combinaciones de las variables explicativas analizadas anteriormente, con el objetivo de ver la sensibilidad que tienen cada una de estas cuando se introduce al mismo tiempo para explicar la tasa de inversión.

Al igual que en estimaciones previas, se utiliza el método *System GMM* en dos etapas, con corrección de Windmeijer (2005) para los errores estándar. Las variables explicativas son: Q de Tobin, rentabilidad financiera y coeficiente de solvencia tanto en valores contemporáneos como rezagados. También se cuenta con la tasa de inversión rezagada como variable explicativa.

El cuadro 23 presenta los resultados de las estimaciones así realizadas, donde las variables explicativas son estadísticamente significativas a los diferentes niveles de significación, exceptuando aquellas variables explicativas que no cuenten con el carácter “*” puesto sobre su coeficiente. En cuanto al test de autocorrelación de primer orden AR (1), se rechaza la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación serial de los residuos, en los cuatro modelos al nivel de significación del 10%. A continuación, en el test de autocorrelación de segundo orden se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación en los modelos estimados.

En la prueba conjunta, se rechaza la hipótesis nula, por tanto las variables explicativas son diferentes de cero en los modelos estimados. En el test de Hansen de sobreidentificación, se acepta la hipótesis nula, por lo que todos los instrumentos empleados en nuestras estimaciones son válidos: en los cuatro modelos estimados presentados en ese cuadro 23, dicho test tienen un p-valor superior al 0.01. También en el test de Diff en Hansen se acepta la hipótesis nula de que todos los instrumentos utilizados en las ecuaciones en niveles son exógenos.

3.9. Resultados globales del contraste de las hipótesis de partida.

Para finalizar el capítulo, se presentan los resultados globales obtenidos a partir de las estimaciones realizadas en los puntos anteriores. Para ello, se presenta el cuadro 24, que contiene un resumen del contraste de las hipótesis planteadas.

Cuadro 24. Resultados del contraste de hipótesis.

Hipótesis	Efecto esperado	Verificación
H1: Existe una relación positiva entre la Q de Tobin y la tasa de inversión, por lo que se puede afirmar que la sobrevaloración de la Q de Tobin favorece a un mayor nivel de inversión.	Signo positivo	✓
H2: Existe una relación positiva entre la rentabilidad financiera y la tasa de inversión, por lo que se puede afirmar que a mayor rentabilidad financiera de la empresa mayor nivel de inversión.	Signo positivo	✓
H3: Existe una relación positiva entre el coeficiente de solvencia y la tasa de inversión, por lo que se puede afirmar que a mayor solvencia de la empresa mayor nivel de inversión.	Signo positivo	Contraste no concluyente

A continuación, se explicarán los resultados obtenidos en cuanto a las diferentes hipótesis planteadas en la investigación.

- H1: Existe una relación positiva entre la Q de Tobin y la tasa de inversión, por lo que se puede afirmar que la sobrevaloración de la Q de Tobin favorece a un mayor nivel de inversión.

Esta hipótesis es aceptada, debido a que la Q de Tobin es positiva y estadísticamente significativa en los diferentes modelos estimados. Por lo tanto, se confirma que una sobrevaloración de la empresa en el mercado bursátil incentiva a un mayor nivel de inversión.

- H2: Existe una relación positiva entre la rentabilidad financiera y la tasa de inversión, por lo que se puede afirmar que a mayor rentabilidad financiera de la empresa mayor nivel de inversión.

El planteamiento se confirma a través de la significación y el signo positivo del coeficiente de la variable ROE. Por ello, se acepta que un mayor nivel de rentabilidad financiera de las empresas contribuye a un mayor nivel de inversión.

- H3: Existe una relación positiva entre el coeficiente de solvencia y la tasa de inversión, por lo que se puede afirmar que a mayor solvencia de la empresa mayor nivel de inversión.

Contraste no concluyente, debido a que en el análisis estático el coeficiente de solvencia presenta una relación negativa y estadísticamente significativa con la tasa de inversión, mientras que en el análisis dinámico el coeficiente de solvencia tiene una relación negativa y no estadísticamente significativa con la tasa de inversión. En cualquier caso, obsérvese que el signo es siempre negativo, no positivo.

4. CONCLUSIONES

Hoy en día, la decisión de invertir en capital fijo por parte del sector empresarial está influida por los diversos factores y circunstancias que atraviesa la economía en su conjunto. El entorno económico-financiero en que se desenvuelve la empresa juega un rol importante sobre la inversión empresarial. Es en este sentido que el estudio pretende explicar la tasa de inversión desde un punto de vista económico-financiero de la empresa.

En el estudio se elabora un modelo explicativo de la tasa de inversión en capital fijo, que posteriormente es contrastado empíricamente utilizando una muestra compuesta por cincuenta y tres empresas españolas activas que han cotizado en el mercado continuo bursátil de España durante el periodo de 2005 a 2013. Los correspondientes datos proceden de la base Amadeus, elaborada por el Bureau Van Dijk, y de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). Para el análisis de los datos se utilizan diferentes métodos y procedimientos econométricos, que permiten un análisis desde una perspectiva estática y dinámica.

Los resultados del estudio proporcionan evidencia empírica acerca de los determinantes de la tasa de inversión en capital fijo en las empresas. Se evidenció que la inversión responde a los incentivos del mercado. Estos incentivos se ven reflejados a través de la Q de Tobin, siendo esta positiva y estadísticamente significativa para explicar la tasa de inversión. No obstante, también se puede observar que la tasa de inversión responde a variables de tipo financiero, como la rentabilidad financiera o rentabilidad de los fondos propios, siendo ésta positiva y significativa. Por tanto, los resultados obtenidos van acordes con investigaciones anteriores al presente estudio. En ellos se puede constatar la relación positiva y significativa entre la tasa de inversión, la Q de Tobin y la rentabilidad financiera.

De otra parte, se puede evidenciar que la tasa de inversión no solo responde a las variables mencionadas en el tiempo actual t , sino también responde a las mismas variables pero en un periodo atrás, es decir, del tiempo $t-1$, siendo estas positivas y significativas para explicar la inversión.

Además, se encontró evidencia empírica de que la tasa de inversión presenta una relación positiva y significativa con la Q de Tobin y la rentabilidad financiera del periodo $t+1$.

En la elaboración de la presente investigación se tuvo como principal limitación la obtención de datos, lo cual imposibilitó tener mayor precisión en el cálculo de la Q de Tobin y la tasa de inversión.

Para finalizar, se propone que, para futuras investigaciones sobre los determinantes de la tasa de inversión, se tomen en cuenta con mayor detalle variables de endeudamiento y acceso al mercado de capitales, con el objetivo de captar el efecto inherente que puede conllevar una inversión financiada por préstamo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abel, A. B. y Eberly, J. C. (1993). An Exact Solution for the Investment and Market Value of a Firm Facing Uncertainty, Adjustment Costs, and Irreversibility. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*. No. 4412, 1-32.
- Abel, A. B. y Eberly, J. C. (2003). Q theory without adjustment costs and flow effects without financing constraints. *NBER Working Paper*. No.2050, 1-46.
- Abel, A. B. y Eberly, J. C. (2012). Investment, Valuation, and Growth Options. *Quarterly Journal of Finance*. 2, 1-35.
- Alonso, C. y Bentolila, S. (1992). La Relación entre la Inversión y la Q de Tobin en las Empresas Industriales Españolas. *Banco de España*. No. 9203, 1-55.
- Alti, A. (2003). How sensitive is investment to cash flow when financing is frictionless? *Journal of Finance*. 108, 707-722.
- Ameer, R. (2014). Financial constraints, debt overhang and corporate investment: a panel smooth transition regression approach. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*. 10, 55-80.
- Aparicio, J. y Márquez, J. (2005). Diagnóstico y especificación de modelos de panel en STATA 8. Curso métodos cuantitativos. México: CIDE. Disponible en <http://investigadores.cide.edu/aparicio/data/ModelosPanelenStata.doc> .
- Arellano, M. y Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*. 58, 277-297.
- Arellano, M. y Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*. 68, 29-51.
- Baum, C. F., Caglayan, M. y Talavera, O. (2007). Uncertainty Determinants of Firm Investment. *Oxford Economic Papers*. 79, 38-65.

- Baum, C. F., Caglayan, M. y Talavera, O. (2009). On the Investment Sensitivity of Debt under Uncertainty. *Oxford Economic Papers*. 62, 286-306.
- Bertoni, F., Colombo, M. y Croce, A. (2006). The effect of venture capital financing on the sensitivity to cash flow of firm's investments. *Economic Journal*. 112, 54-72.
- Biddle, G. C., Hilary, G. y Verdi, R. S. (2009). How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency?. *Journal of Accounting and Economics*. 48, 112-131.
- Blundell, R. y Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*. 87, 115-143.
- Blundell, R., Bond, S. y Schiantarelli, F. (1992). Investment and Company panel data. *Journal of Econometrics*. 51, 233-257.
- Bolton, P., Chen, H. y Wang, N. (2009). A Unified Theory of Tobin's Q, Corporate Investment, Financing, and Risk Management. *NBER Working Paper Series*. No.14845, 1-55.
- Bond, S., Klemm, A., Smith, R., Syed, M. y Vlieghe, G. (2004). The roles of expected profitability, Tobin's Q and cash flow in econometric models of company investment. *Working Paper*. No. 222, 1-42.
- Cao, D., Lorenzoni, G. y Walentin, K. (2013). Financial Frictions, Investment and Tobin's q. *Working Paper*. No. 13092, 1-33.
- Cobacho, M. B. y Bosch, M. (2000). Contrastes de Hipótesis en Datos de Panel. *XIII Jornadas de ASEPUMA*. 1-12.
- Cooper, R. y Ejarque, J. (2003). Financial frictions and investment: Requiem in q. *Review of Economic Dynamics*. 6, 710-728.
- Chenery, H. B. (1952). Overcapacity and the acceleration principle. *Econometrica*. 20, 1-28.
- Doukas, J. A., Kim, C. y Pantzalis, C. (2008). Do Analysts Influence Corporate Financing and Investment? *Financial Management*. 37, 303-339.

- Driscoll, J. C. y Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*. 80, 549-560.
- Eberly, J. C., Rebelo, S. y Vincent, N. (2012). What Explains The Lagged Investment Effect? *Journal of Monetary Economics-NBER*. 59, 370-380.
- Erickson, T. y Whited, T. (2011). Treating Measurement Error in Tobin's q. *Review of Financial Studies*. 35, 5-33.
- Espitia, M. (1985). Aplicaciones microeconomicas de la q de Tobin. *Tesis doctoral. Universidad de Zaragoza*.
- Espitia, M., Huerta, E., Lecha, V. y Salas, V. (1989). La eficacia de los estímulos fiscales a la inversión en España. *Moneda y Crédito*. 188, 105-165.
- Fama, E. F. y Macbeth, J. D. (1973). Risk, return and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*. 81, 607-636.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. London: Macmillan (Reprinted by Kelley, 1955).
- Gala, V. D. y Gomes, J. (2012). Estimating Investment without Asset Prices. *Working Paper Series*. No. 232, 1-48.
- Gan, J. (2007). Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from a Natural Experiment. *Working Paper Series*. No. 256, 1-35.
- Giner, E. (1991). Inversión y ratio q de Tobin: estudio empírico con datos empresariales españoles. *Tesis doctoral. Universidad de Zaragoza*.
- Gomes, J. (2001). Financing investment. *American Economic Review*. 91, 1263-1285.
- Gourio, F. y Rudanko, L. (2013). Customer Capital. *Working Paper*. No. 17191, 1-67.
- Greene, W. (2000). *Econometric Analysis*. New York: Prentice-Hall.

- Gujarati, D. N. (2004). *Econometría*. México: McGraw-Hill Interamericana. (Cuarta ed.).
- Gujarati, D. N. y Porter, D. C. (2010). *Econometria*. México: Mc-Graw Hill.
- Hanazaki, M. y Liu, Q. (2007). Corporate Governance and Investment in East Asian firms-empirical analysis of family-controlled firms. *Journal of Asian Economics*. 18, 76-97.
- Hayashi, F. (1982). Tobin's Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation. *Econometrica*, 50, 213-224.
- Hayashi, F. y Inoue, T. (1987). Implementing the q theory of investment in micro data: Japanese manufacturing 1977-1985. *Universidad de Osaka*. 1-41.
- Hayashi, F. y Inoue, T. (1991). The relation between firm growth and q with multiple capital goods: theory and evidence from panel data on Japanese firms. *Econometrica*. 59, 731-753.
- Hicks, J. R. (1946). *Value and Capital*. Oxford: University Press (Segunda ed.).
- Hirshleifer, J. (1970). *Investment, Interest, and Capital*. Englewood Cliffs (N. J.): Prentice-Hall.
- Hoechle, D. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *Stata Journal*. 7, 281-312.
- Jorgenson, D. W. (1963). The theory of investment behavior. *American Economic Review*. 53, 247-259.
- Jovanovic, B. y Rousseau, P. (2013). Extensive and Intensive Investment over the business Cycle. *Journal of Political Economy*. 121, 493-527.
- Keynes, J. M. (1943). *La Teoría General de la Ocupación, el Interés y el Dinero*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Kogan, L. y Papanikolaou, D. (2009). Growth Opportunities and Technology Shocks. *Review of Financial Studies*. 26, 2718-2759.

- Kogan, L. y Papanikolaou, D. (2013). Firm Characteristics and Stock Returns: The Role of Investment-Specific Shocks. *Review of Financial Studies*. 26, 2718-2759.
- Koyck, L. M. (1954). *Distributed lags and investment analysis*. North Holand.
- Labra, R. y Torrecillas, C. (2014). Guía Cero para datos de panel. Un enfoque práctico. *UAM-Accenture Working Papers*. No. 2014/16, 1-57.
- Lorenzoni, G. y Walentin, K. (2007). Financial Frictions, investment and Tobin's Q. *NBER Working Paper Series*. No. 13092, 1-31.
- Madsen, J. y Carrington, S. (2011). Cycles and corporate investment: direct tests using survey data on banks . *Monash University Business and Economics*. 49, 1-23.
- Maroto, A. J., Rodríguez, M. y Rubio, G. (2013). La escasa relevancia de la información contable sobre activos intangibles en la valoración de las empresas innovadoras españolas: el caso de los sectores farmacéutico y biotecnológico. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía*. 16, 68-94.
- Meyer, B. D. (1990). Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica*. 58, 757-782.
- Montero, R. (2010). Panel dinámico. *Documentos de Trabajo en Economía Aplicada*. Universidad de Granada.
- Prais, S. y Winsten, C. (1954). Trend Estimators and Serial Correlation. Disponible en <http://cowles.econ.yale.edu/P/ccdp/st/s-0383.pdf> .
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*. 9, 86-136.
- Shin, H. y Stulz, R. M. (2000). Firm Value, Risk, and Growth Opportunities. *Working Paper*. No. 7808, 1-35.
- Tobin, J. (1969). A General equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*. 1, 15-29.

Tsoukalas. (2010). Time to Build Capital: Revisiting Investment Cash Flow Sensitivities. *Munich Personal RePEc Archiv*. No. 2570, 1-51.

Whited, T. M. (2005). External Finance Constraints and the Intertemporal Pattern of Intermittent Investment. *Journal of Financial Economics*. 108,1027-1057.

Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*. 126, 25-51.

Wooldridge, J. M. (2008). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge (Mass.): MIT Press. (Segunda ed.).

ANEXOS

Anexo 1. Estadísticos descriptivos.

. summarize tasadeinversin l.tasadeinversin f.tasadeinversin q l.q f.q roe l.roe f.roe coef_solven l.coef_solven f.coef_solven						
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	
tasadeinve-n	477	18.90495	43.36586	-100	508.29	

L1.	424	19.47333	45.36136	-100	508.29	
F1.	424	17.54481	42.98106	-100	508.29	
q	477	148.7919	129.6047	54.27	1257.9	

L1.	424	150.533	132.3811	54.27	1257.9	
F1.	424	144.1707	127.4982	54.27	1257.9	
roe	477	10.38312	27.85112	-326.31	123.32	

L1.	424	11.83887	23.3589	-87.22	123.32	
F1.	424	9.640071	28.81847	-326.31	123.32	
coef_solven	477	37.72338	18.35304	3.01	95.35	

L1.	424	37.62248	18.25748	4.99	95.35	
F1.	424	37.40913	18.25176	3.01	93.67	

Anexo 2. Análisis de correlaciones de las variables.

. pwcorr tasadeinversin l.tasadeinversin f.tasadeinversin q l.q f.q roe l.roe f.roe coef_solven l.coef_solven f.coef_solven, sig										
	tasade-n	L.tasa-n	F.tasa-n	q	L.q	F.q	roe	L.roe	F.roe	coef_s-n
tasadeinve-n	1.0000									
L.tasadein-n	0.0287 0.5557	1.0000								
F.tasadein-n	0.0287 0.5557	0.0798 0.1251	1.0000							
q	0.1112 0.0151	0.0950 0.0506	0.1473 0.0024	1.0000						
L.q	0.1473 0.0024	0.1075 0.0269	0.1364 0.0085	0.9336 0.0000	1.0000					
F.q	0.0950 0.0506	0.0805 0.1217	0.1066 0.0281	0.9336 0.0000	0.8909 0.0000	1.0000				
roe	0.1300 0.0045	0.1010 0.0376	0.1898 0.0001	0.3385 0.0000	0.3193 0.0000	0.3840 0.0000	1.0000			
L.roe	0.1898 0.0001	0.1415 0.0035	0.1069 0.0396	0.3840 0.0000	0.4022 0.0000	0.4013 0.0000	0.7307 0.0000	1.0000		
F.roe	0.1010 0.0376	0.1147 0.0272	0.1365 0.0049	0.3193 0.0000	0.2649 0.0000	0.3226 0.0000	0.7307 0.0000	0.7307 0.0000	1.0000	
coef_solven	-0.0993 0.0301	-0.1014 0.0368	-0.0729 0.1340	0.0684 0.1355	0.0629 0.1964	0.0420 0.3881	-0.0592 0.1972			
L.coef_sol-n	-0.0729 0.1340	-0.1032 0.0336	-0.0399 0.4433	0.0420 0.3881	0.0579 0.2340	0.0099 0.8489	-0.1051 0.0305			
F.coef_sol-n	-0.1014 0.0368	-0.1124 0.0304	-0.0972 0.0454	0.0629 0.1964	0.0646 0.2146	0.0589 0.2264	-0.1087 0.0252			
		L.roe	F.roe	coef_s-n	L.coef-n	F.coef-n				
L.roe		1.0000								
F.roe		0.5839 0.0000	1.0000							
coef_solven		-0.1087 0.0252	-0.1051 0.0305	1.0000						
L.coef_sol-n		-0.1476 0.0023	-0.1259 0.0153	0.9506 0.0000	1.0000					
F.coef_sol-n		-0.1188 0.0221	-0.0470 0.3342	0.9506 0.0000	0.9026 0.0000	1.0000				

Anexo 3. Regresión agrupada.

. regress tasadeinversin q roe coef_solven						
Source	SS	df	MS			
Model	28467.4609	3	9489.15363	Number of obs =	477	
Residual	866697.23	473	1832.34087	F(3, 473) =	5.18	
				Prob > F =	0.0016	
				R-squared =	0.0318	
				Adj R-squared =	0.0257	
Total	895164.691	476	1880.59809	Root MSE =	42.806	

tasadeinve~n	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
q	.0287363	.0161601	1.78	0.076	-.003018	.0604907
roe	.1479993	.0751558	1.97	0.050	.0003187	.2956799
coef_solven	-.2352813	.1075691	-2.19	0.029	-.4466538	-.0239088
_cons	21.96812	4.911705	4.47	0.000	12.31666	31.61958

Anexo 4. Estimación con efectos fijos.

. xtreg tasadeinversin q roe coef_solven, fe						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs =	477	
Group variable: emp				Number of groups =	53	
R-sq: within =	0.0262			obs per group: min =	9	
between =	0.0908			avg =	9.0	
overall =	0.0269			max =	9	
corr(u_i, xb) =	-0.4165			F(3,421) =	3.77	
				Prob > F =	0.0108	

tasadeinve~n	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
q	.078808	.0368624	2.14	0.033	.0063508	.1512653
roe	.2166699	.0993019	2.18	0.030	.0214806	.4118593
coef_solven	-.1951624	.2953209	-0.66	0.509	-.7756496	.3853249
_cons	12.29142	11.81012	1.04	0.299	-10.92272	35.50557

sigma_u	16.413681					
sigma_e	42.68014					
rho	.12884194	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0:	F(52, 421) =	1.05	Prob > F =	0.3795
------------------------	--------------	------	------------	--------

Anexo 5. Estimación con efectos aleatorios.

```
. xtreg tasadeinversin q roe coef_solven, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	477
Group variable: emp		Number of groups	=	53
R-sq: within	= 0.0232	Obs per group: min	=	9
between	= 0.1303	avg	=	9.0
overall	= 0.0318	max	=	9
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(3)	=	15.36
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0015

tasadeinve~n	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
q	.0289552	.0163336	1.77	0.076	-.003058	.0609684
roe	.1493061	.0755258	1.98	0.048	.0012783	.2973339
coef_solven	-.234716	.1088675	-2.16	0.031	-.4480924	-.0213396
_cons	21.90066	4.971748	4.41	0.000	12.15622	31.64511
sigma_u	2.5709562					
sigma_e	42.68014					
rho	.00361547	(fraction of variance due to u_i)				

Anexo 6. Contraste de Breusch-Pagan para efectos aleatorios.

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
```

tasadeinversin[emp,t] = Xb + u[emp] + e[emp,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
tasadei~n	1880.598	43.36586
e	1821.594	42.68014
u	6.609816	2.570956

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 0.01

Prob > chi2 = 0.9175

Anexo 7. Contraste de Hausman.

```
. hausman Fixed random
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) Fixed	(B) random		
q	.078808	.0289552	.0498528	.0330462
roe	.2166699	.1493061	.0673639	.0644727
coef_solven	-.1951624	-.234716	.0395536	.274522

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)

= 4.16

Prob>chi2 = 0.2451

Anexo 8. Contraste de autocorrelación para efectos fijos y efectos aleatorios.

```
. xtserial tasadeinversin q roe coef_solven
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
F( 1, 52) = 0.005
Prob > F = 0.9460
```

Anexo 9. Contraste de heterocedasticidad para efectos fijos.

```
. xttest3
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
chi2 (53) = 1.3e+06
Prob>chi2 = 0.0000
```

Anexo 10. Contraste de heterocedasticidad para efectos aleatorios.

```
. predict che, e
. robvar che, by (emp)
```

```
w0 = 2.8488178 df(52, 424) Pr > F = 0.00000000
w50 = 1.5408128 df(52, 424) Pr > F = 0.01219721
w10 = 2.8488178 df(52, 424) Pr > F = 0.00000000
```

Anexo 11. Estimación por mínimos cuadrados generalizados factibles.

```
. xtgls tasadeinversin q roe coef_solven, panels(heteroskedastic)
Cross-sectional time-series FGLS regression
Coefficients: generalized least squares
Panels: heteroskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances = 53 Number of obs = 477
Estimated autocorrelations = 0 Number of groups = 53
Estimated coefficients = 4 Time periods = 9
Wald chi2(3) = 41.56
Prob > chi2 = 0.0000
```

tasadeinve~n	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
q	.0314569	.0087381	3.60	0.000	.0143305	.0485832
roe	.1595212	.0449639	3.55	0.000	.0713936	.2476489
coef_solven	-.1204931	.0470063	-2.56	0.010	-.2126238	-.0283625
_cons	14.57817	2.586421	5.64	0.000	9.508881	19.64747

Anexo 14. Modelos con variable explicativa Q de Tobin.

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin q, gmm(l.tasadeinversin q, lag(2 3)) noconstant twostep robust
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata_set matafavor speed, perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.
```

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: emp	Number of obs	=	424
Time variable : aos	Number of groups	=	53
Number of instruments = 37	Obs per group: min	=	8
Wald chi2(2) = 83.36	avg	=	8.00
Prob > chi2 = 0.000	max	=	8

tasadeinve~n	Coef.	Corrected Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
tasadeinve~n						
L1.	.2349046	.1105703	2.12	0.034	-.0181907	.4516184
q	.0809109	.0224605	3.60	0.000	-.0368892	.1249326

Instruments for first differences equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/3).(L.tasadeinversin q)

Instruments for levels equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.(L.tasadeinversin q)

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.82 Pr > z = 0.068
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.29 Pr > z = 0.197

Sargan test of overid. restrictions: chi2(35) = 21.44 Prob > chi2 = 0.965
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35) = 39.48 Prob > chi2 = 0.276
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(22) = 22.93 Prob > chi2 = 0.406
Difference (null H = exogenous): chi2(13) = 16.56 Prob > chi2 = 0.220

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin l.q, gmm(l.tasadeinversin q, lag(2 3)) noconstant twostep robust
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata_set matafavor speed, perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.
```

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: emp	Number of obs	=	424
Time variable : aos	Number of groups	=	53
Number of instruments = 37	Obs per group: min	=	8
Wald chi2(2) = 31.04	avg	=	8.00
Prob > chi2 = 0.000	max	=	8

tasadeinve~n	Coef.	Corrected Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
tasadeinve~n						
L1.	.1993757	.1158424	1.72	0.085	-.0276712	.4264227
q						
L1.	.0764984	.0202087	3.79	0.000	.0368901	.1161066

Instruments for first differences equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/3).(L.tasadeinversin q)

Instruments for levels equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.(L.tasadeinversin q)

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.80 Pr > z = 0.071
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.30 Pr > z = 0.195

Sargan test of overid. restrictions: chi2(35) = 22.40 Prob > chi2 = 0.951
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35) = 39.95 Prob > chi2 = 0.259
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(22) = 25.44 Prob > chi2 = 0.276
Difference (null H = exogenous): chi2(13) = 14.51 Prob > chi2 = 0.339

```

. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin f.q, gmm(l.tasadeinversin, lag(2 3)) gmm(q, lag(1 2))noconstant twostep robust
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

Group variable: emp	Number of obs	=	371
Time variable : aos	Number of groups	=	53
Number of instruments = 33	Obs per group: min	=	7
Wald chi2(2) = 52.84	avg	=	7.00
Prob > chi2 = 0.000	max	=	7

tasadeinve-n	Coef.	Corrected Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
tasadeinve-n						
L1.	.3392894	.1050407	3.23	0.001	.1334134	.5451654
q						
F1.	.0613347	.0227782	2.69	0.007	.0166902	.1059792

```

Instruments for first differences equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/3).L.tasadeinversin
L(1/2).q
Instruments for levels equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.L.tasadeinversin
D.q

```

```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.84 Pr > z = 0.066
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.40 Pr > z = 0.163

```

```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(31) = 24.51 Prob > chi2 = 0.789
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(31) = 39.23 Prob > chi2 = 0.147
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

```

```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(19) = 25.38 Prob > chi2 = 0.148
Difference (null H = exogenous): chi2(12) = 13.84 Prob > chi2 = 0.311
gmm(L.tasadeinversin, lag(2 3))
Hansen test excluding group: chi2(17) = 21.20 Prob > chi2 = 0.218
Difference (null H = exogenous): chi2(14) = 18.03 Prob > chi2 = 0.205
gmm(q, lag(1 2))
Hansen test excluding group: chi2(12) = 12.65 Prob > chi2 = 0.395
Difference (null H = exogenous): chi2(19) = 26.58 Prob > chi2 = 0.115

```

Anexo 15. Modelos con variable explicativa ROE.

```

. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin roe, gmm(l.tasadeinversin roe, lag(2 3)) noconstant twostep robust
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

Group variable: emp	Number of obs	=	424
Time variable : aos	Number of groups	=	53
Number of instruments = 37	Obs per group: min	=	8
Wald chi2(2) = 21.98	avg	=	8.00
Prob > chi2 = 0.000	max	=	8

tasadeinve-n	Coef.	Corrected Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
tasadeinve-n						
L1.	.0872942	.1207227	0.72	0.470	-.1493179	.3239063
roe	.6410439	.2393206	2.68	0.007	.1719842	1.110104

```

Instruments for first differences equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/3).(L.tasadeinversin roe)
Instruments for levels equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.(L.tasadeinversin roe)

```

```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.73 Pr > z = 0.083
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.07 Pr > z = 0.283

```

```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(35) = 46.00 Prob > chi2 = 0.101
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(35) = 38.65 Prob > chi2 = 0.308
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

```

```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(22) = 19.55 Prob > chi2 = 0.611
Difference (null H = exogenous): chi2(13) = 19.10 Prob > chi2 = 0.120

```

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin l.roe, gmm(l.tasadeinversin, lag(2 .))collapse) gmm(roe, lag(2 .))noconstant twostep robust
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: emp          Number of obs   =    424
Time variable : aos          Number of groups =    53
Number of instruments = 42    Obs per group:  min =     8
Wald chi2(2) = 19.65          avg =    8.00
Prob > chi2 = 0.000          max =     8

-----+-----
tasadeinve-n      Coef.   Corrected   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
tasadeinve-n
L1.               .0910847 .1311508   0.69  0.487   -.1659661   .3481354
roe
L1.               .5313007 .1986951   2.67  0.007   .1418654   .9207359

Instruments for first differences equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/.)L.tasadeinversin collapsed
L(2/.)roe
Instruments for levels equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.L.tasadeinversin collapsed
DL.roe

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.78 Pr > z = 0.075
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.10 Pr > z = 0.270

Sargan test of overid. restrictions: chi2(40) = 50.48 Prob > chi2 = 0.124
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(40) = 40.14 Prob > chi2 = 0.464
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(32) = 34.30 Prob > chi2 = 0.358
Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 5.83 Prob > chi2 = 0.666
gmm(L.tasadeinversin, collapse lag(2 .))
Hansen test excluding group: chi2(34) = 35.60 Prob > chi2 = 0.393
Difference (null H = exogenous): chi2(6) = 4.54 Prob > chi2 = 0.605
gmm(roe, lag(2 .))
Hansen test excluding group: chi2(4) = 6.45 Prob > chi2 = 0.168
Difference (null H = exogenous): chi2(36) = 33.69 Prob > chi2 = 0.579
```

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin f.roe, gmm(l.tasadeinversin, lag(2 .))collapse) gmm(roe, lag(1 .))noconstant twostep robust
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: emp          Number of obs   =    371
Time variable : aos          Number of groups =    53
Number of instruments = 40    Obs per group:  min =     7
Wald chi2(2) = 9.23          avg =    7.00
Prob > chi2 = 0.010          max =     7

-----+-----
tasadeinve-n      Coef.   Corrected   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
tasadeinve-n
L1.               .1356559 .1411106   0.96  0.336   -.1409158   .4122276
roe
F1.               .2841496 .1158619   2.45  0.014   .0570645   .5112347

Instruments for first differences equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/.)L.tasadeinversin collapsed
L(1/.)roe
Instruments for levels equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.L.tasadeinversin collapsed
D.roe

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.72 Pr > z = 0.086
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.17 Pr > z = 0.244

Sargan test of overid. restrictions: chi2(38) = 68.07 Prob > chi2 = 0.002
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(38) = 43.37 Prob > chi2 = 0.253
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(30) = 35.47 Prob > chi2 = 0.226
Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 7.90 Prob > chi2 = 0.443
gmm(L.tasadeinversin, collapse lag(2 .))
Hansen test excluding group: chi2(32) = 34.25 Prob > chi2 = 0.360
Difference (null H = exogenous): chi2(6) = 9.12 Prob > chi2 = 0.167
gmm(roe, lag(1 .))
Hansen test excluding group: chi2(4) = 6.60 Prob > chi2 = 0.159
Difference (null H = exogenous): chi2(34) = 36.77 Prob > chi2 = 0.342
```

Anexo 16. Modelos con variable explicativa coeficiente de solvencia.

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin coef_solven, gmm(l.tasadeinversin, lag(2 .)collapse) iv(coef_solven) twostep robust
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata_set matafavor speed_perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: emp          Number of obs   =    424
Time variable : aos          Number of groups =    53
Number of instruments = 9    Obs per group: min =    8
Wald chi2(2) = 5.26          avg = 8.00
Prob > chi2 = 0.072         max = 8

tasadeinve~n      Coef.      Corrected      z      P>|z|      [95% Conf. Interval]
tasadeinve~n      Coef.      Std. Err.      z      P>|z|      [95% Conf. Interval]
L1.      -.0369697   .3642711   -0.10   0.919   -.7509279   .6769885
coef_solven      -.2294164   .1693774   -1.35   0.176   -.5613899   .1025571
_cons      26.73285   13.50274    1.98   0.048   .2679711   53.19773

Instruments for first differences equation
Standard
D.(coef_solven)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/.)L.tasadeinversin collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
coef_solven
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.L.tasadeinversin collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.11 Pr > z = 0.269
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.39 Pr > z = 0.696

Sargan test of overid. restrictions: chi2(6) = 6.89 Prob > chi2 = 0.332
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(6) = 9.24 Prob > chi2 = 0.160
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(5) = 9.04 Prob > chi2 = 0.107
Difference (null H = exogenous): chi2(1) = 0.20 Prob > chi2 = 0.653
iv(coef_solven)
Hansen test excluding group: chi2(5) = 8.90 Prob > chi2 = 0.113
Difference (null H = exogenous): chi2(1) = 0.34 Prob > chi2 = 0.560
```

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin l.coef_solven, gmm(l.tasadeinversin, lag(2 .)collapse) iv(l.coef_solven) twostep robust
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata_set matafavor speed_perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: emp          Number of obs   =    424
Time variable : aos          Number of groups =    53
Number of instruments = 9    Obs per group: min =    8
Wald chi2(2) = 3.07          avg = 8.00
Prob > chi2 = 0.215         max = 8

tasadeinve~n      Coef.      Corrected      z      P>|z|      [95% Conf. Interval]
tasadeinve~n      Coef.      Std. Err.      z      P>|z|      [95% Conf. Interval]
L1.      -.0281991   .3682652   -0.08   0.939   -.7499855   .6935874
coef_solven      -.1862274   .1514336   -1.23   0.219   -.4830318   .110577
_cons      25.09071   12.61859    1.99   0.047   .3587267   49.82269

Instruments for first differences equation
Standard
D.(l.coef_solven)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/.)L.tasadeinversin collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
l.coef_solven
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.L.tasadeinversin collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.10 Pr > z = 0.271
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.41 Pr > z = 0.679

Sargan test of overid. restrictions: chi2(6) = 6.73 Prob > chi2 = 0.346
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(6) = 9.31 Prob > chi2 = 0.157
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(5) = 9.10 Prob > chi2 = 0.105
Difference (null H = exogenous): chi2(1) = 0.21 Prob > chi2 = 0.646
iv(l.coef_solven)
Hansen test excluding group: chi2(5) = 8.11 Prob > chi2 = 0.151
Difference (null H = exogenous): chi2(1) = 1.21 Prob > chi2 = 0.272
```

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin f.coef_solven, gmm(l.tasadeinversin, lag(2 .)collapse) iv( f.coef_solven) twostep robust
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: emp                Number of obs   =    371
Time variable : aos                Number of groups =    53
Number of instruments = 8          Obs per group:  min =     7
Wald chi2(2) = 3.90                avg             =    7.00
Prob > chi2   = 0.142              max             =     7

-----
tasadeinve-n      Coef.      Corrected      z      P>|z|      [95% Conf. Interval]
                   Std. Err.
tasadeinve-n
L1.               .0837028   .3828197      0.22   0.827      -.66661   .8340156
coef_solven
F1.              -.1571877   .1572043     -1.00   0.317      -.4653024 .150927
_cons            21.98963   13.61568      1.62   0.106      -4.696603 48.67586

Instruments for first differences equation
Standard
D.(F.coef_solven)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/.)L.tasadeinversin collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
F.coef_solven
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.L.tasadeinversin collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.23 Pr > z = 0.220
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.69 Pr > z = 0.491

Sargan test of overid. restrictions: chi2(5) = 9.22 Prob > chi2 = 0.101
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(5) = 6.24 Prob > chi2 = 0.284
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(4) = 5.93 Prob > chi2 = 0.205
Difference (null H = exogenous): chi2(1) = 0.31 Prob > chi2 = 0.579
iv(F.coef_solven)
Hansen test excluding group: chi2(4) = 6.11 Prob > chi2 = 0.191
Difference (null H = exogenous): chi2(1) = 0.13 Prob > chi2 = 0.723
```

Anexo 17. Modelo general de posibles combinaciones.

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin q roe, gmm(l.tasadeinversin, lag(2 3)) gmm(q, lag(1 2)) twostep robust noconstant
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: emp                Number of obs   =    424
Time variable : aos                Number of groups =    53
Number of instruments = 39          Obs per group:  min =     8
Wald chi2(3) = 91.15                avg             =    8.00
Prob > chi2   = 0.000              max             =     8

-----
tasadeinve-n      Coef.      Corrected      z      P>|z|      [95% Conf. Interval]
                   Std. Err.
tasadeinve-n
L1.               .2827518   .096715      2.92   0.003      .0931938   .4723098
q                 .0492517   .0281317     1.75   0.080      -.0058855   .1043889
roe              .3651616   .1956074     1.87   0.062      -.018222   .7485451

Instruments for first differences equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/3)L.tasadeinversin
L(1/2).q
Instruments for levels equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.L.tasadeinversin
D.q

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.87 Pr > z = 0.062
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.38 Pr > z = 0.169

Sargan test of overid. restrictions: chi2(36) = 26.90 Prob > chi2 = 0.864
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(36) = 34.81 Prob > chi2 = 0.525
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(22) = 23.65 Prob > chi2 = 0.366
Difference (null H = exogenous): chi2(14) = 11.16 Prob > chi2 = 0.673
gmm(L.tasadeinversin, lag(2 3))
Hansen test excluding group: chi2(19) = 18.26 Prob > chi2 = 0.505
Difference (null H = exogenous): chi2(17) = 16.56 Prob > chi2 = 0.485
gmm(q, lag(1 2))
Hansen test excluding group: chi2(14) = 17.99 Prob > chi2 = 0.207
Difference (null H = exogenous): chi2(22) = 16.82 Prob > chi2 = 0.773
```

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin l.q l.roe, gmm(l.tasadeinversin, lag(2 .)) gmm(q, lag(2 3)) twostep robust noconstant
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata_set matafavor speed_perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: emp	Number of obs	=	424
Time variable : aos	Number of groups	=	53
Number of instruments = 47	Obs per group: min	=	8
wald chi2(3) = 36.37	avg	=	8.00
Prob > chi2 = 0.000	max	=	8

tasadeinve~n	Coef.	Corrected Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
tasadeinve~n L1.	.1151205	.1266245	0.91	0.363	-.1330589 .3632999
q L1.	.0619526	.0250798	2.47	0.014	.0127972 .111108
roe L1.	.3035249	.1545208	1.96	0.049	.0006697 .6063802

```
Instruments for first differences equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/.)L.tasadeinversin
L(2/3).q
Instruments for levels equation
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.L.tasadeinversin
DL.q

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.73 Pr > z = 0.083
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.13 Pr > z = 0.257

Sargan test of overid. restrictions: chi2(44) = 28.37 Prob > chi2 = 0.967
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(44) = 43.95 Prob > chi2 = 0.474
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(31) = 33.86 Prob > chi2 = 0.331
Difference (null H = exogenous): chi2(13) = 10.08 Prob > chi2 = 0.687
gmm(L.tasadeinversin, lag(2 .))
Hansen test excluding group: chi2(17) = 20.75 Prob > chi2 = 0.238
Difference (null H = exogenous): chi2(27) = 23.20 Prob > chi2 = 0.674
gmm(q, lag(2 3))
Hansen test excluding group: chi2(24) = 27.68 Prob > chi2 = 0.274
Difference (null H = exogenous): chi2(20) = 16.27 Prob > chi2 = 0.700
```

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin q coef_solven, gmm(l.tasadeinversin, lag(2 3)) gmm(q, lag(1 3)) iv(coef_solven) twostep r
> obust
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata_set matafavor speed_perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: emp	Number of obs	=	424
Time variable : aos	Number of groups	=	53
Number of instruments = 47	Obs per group: min	=	8
wald chi2(3) = 38.58	avg	=	8.00
Prob > chi2 = 0.000	max	=	8

tasadeinve~n	Coef.	Corrected Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
tasadeinve~n L1.	.2863429	.0893819	3.20	0.001	.1111576 .4615282
q	.0564932	.0212765	2.66	0.008	.014792 .0981945
coef_solven	-.1597907	.0654974	-2.44	0.015	-.2881632 -.0314182
_cons	9.861197	4.431251	2.23	0.026	1.176104 18.54629

```
Instruments for first differences equation
Standard
D.(coef_solven)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/3).L.tasadeinversin
L(1/3).q
Instruments for levels equation
Standard
_cons
coef_solven
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.L.tasadeinversin
D.q

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.87 Pr > z = 0.061
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.38 Pr > z = 0.169

Sargan test of overid. restrictions: chi2(43) = 32.86 Prob > chi2 = 0.869
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(43) = 43.75 Prob > chi2 = 0.439
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(29) = 33.49 Prob > chi2 = 0.258
Difference (null H = exogenous): chi2(14) = 10.26 Prob > chi2 = 0.743
gmm(L.tasadeinversin, lag(2 3))
Hansen test excluding group: chi2(26) = 25.34 Prob > chi2 = 0.500
Difference (null H = exogenous): chi2(17) = 18.42 Prob > chi2 = 0.363
gmm(q, lag(1 3))
Hansen test excluding group: chi2(15) = 13.10 Prob > chi2 = 0.594
Difference (null H = exogenous): chi2(28) = 30.65 Prob > chi2 = 0.333
iv(coef_solven)
Hansen test excluding group: chi2(42) = 43.09 Prob > chi2 = 0.424
Difference (null H = exogenous): chi2(1) = 0.66 Prob > chi2 = 0.417
```

```
. xtabond2 tasadeinversin l.tasadeinversin q roe coef_solven, gmm(l.tasadeinversin, lag(2 3)) gmm(q, lag(1 2)) iv(coef_solven) twostep
> robust
Favoring space over speed. To switch, type or click on meta: meta set metafavor speed, perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: emp          Number of obs   =    424
Time variable : aos          Number of groups =    53
Number of instruments = 41    obs per group: min =     8
Wald chi2(4) = 48.21         avg = 8.00
Prob > chi2 = 0.000         max = 8

tasadeinve-n      Coef.      Corrected      z      P>|z|      [95% Conf. Interval]
                Std. Err.
tasadeinve-n
L1.      .2719953   .0893471      3.04   0.002      .0968781   .4471125
q        .0348579   .0320204      1.09   0.276      -.027901   .0976167
roe      .4114868   .1807997      2.28   0.023      .057126   .7658476
coef_solven -1.1514322   .0857169     -1.77   0.077      -.3194344   .0165699
_cons    8.873572   5.783545      1.53   0.125     -2.461967   20.20911

Instruments for first differences equation
Standard
D.(coef_solven)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/3).L.tasadeinversin
L(1/2).q
Instruments for levels equation
Standard
_cons
coef_solven
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.L.tasadeinversin
D.q

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.86 Pr > z = 0.063
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.38 Pr > z = 0.168

Sargan test of overid. restrictions: chi2(36) = 27.70 Prob > chi2 = 0.838
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(36) = 37.00 Prob > chi2 = 0.422
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(22) = 23.46 Prob > chi2 = 0.376
Difference (null H = exogenous): chi2(14) = 13.55 Prob > chi2 = 0.484
gmm(L.tasadeinversin, lag(2 3))
Hansen test excluding group: chi2(19) = 18.26 Prob > chi2 = 0.505
Difference (null H = exogenous): chi2(17) = 18.74 Prob > chi2 = 0.343
gmm(q, lag(1 2))
Hansen test excluding group: chi2(14) = 14.63 Prob > chi2 = 0.404
Difference (null H = exogenous): chi2(22) = 22.37 Prob > chi2 = 0.438
iv(coef_solven)
Hansen test excluding group: chi2(35) = 34.67 Prob > chi2 = 0.484
Difference (null H = exogenous): chi2(1) = 2.33 Prob > chi2 = 0.127
```