



**MANUAL: Dynamic Panel Data (DPD) como instrumento para el estudio de la inversión corporativa**

**Kevin Mateo Restrepo Morales**

**Juan David Suárez Wagner**

**Daniel Suárez Vergara**

**Trabajo de Grado para optar por el título:  
Mercadólogo y Administrador de Empresas  
Administrador de Empresas  
Economista y Negociador Internacional.**

**Director del trabajo de Grado:  
Guillermo Buenaventura Vera, Ph.D.**

**Universidad Icesi  
Facultad de Ciencia Administrativas y Económicas.  
Santiago de Cali, Noviembre de 2014.**

## TABLA DE CONTENIDO

	Pág.
<b>1. Resumen</b> .....	4
<b>1.1. Resumen :</b> .....	4
<b>1.1.1. Palabras Claves:</b> Endogeneidad, ecuaciones de Euler, Sobre- especificaciones, efectos fijos e inversión corporativa.....	4
<b>1.2. Summary</b> .....	4
<b>1.2.1. Key Words:</b> Endogeneity, Euler equations, Over-identifications, Fixed effects and Corporative investments. ....	4
<b>1. OBJETIVOS</b> .....	5
<b>1.1. Objetivo General:</b> .....	5
<b>1.2. Objetivos Específicos:</b> .....	5
<b>2. REVISIÓN DE LA LITERATURA</b> .....	5
2.1. Title: Determinants of Firm Leverage in Chile: Evidence from Panel Data .....	6
2.2. Title: Endeudamiento, dividendos y estructura de propiedad como determinantes de los problemas de agencia en la gran empresa española. ....	9
2.3. Title: Factors Affecting Investment in Developing countries: a Panel Data Study 10	10
2.4. Title: Public Debt, Money Supply, and Inflation: A Cross-Country Study .....	12
2.5. Title: Dynamics of Externalities: A Second-Order Perspective .....	14
2.6. Title: Poverty, Innovation Capacity, and State Economic Development in the Knowledge Economy: Evidence from the U.S.....	15
2.7. Title: Estimating dynamic Euler equations with multivariate professional forecasts.....	17
<b>2.8. Title:</b> Financial constraints in investment. Panel Data results from Estonia, 1995-1999.....	20
<b>2.9. Title:</b> Intertemporal variation in financial Constraints on investment: A time varying parameter approach using panel data. ....	21
<b>2.10. Title:</b> Efficient Estimation With Panel Data When Instruments Are Predetermined: An Emprical Comparison of Moment-Condition Estimators .....	23

2.11.	<b>Title:</b> Why do Investment Euler Equations Fail? (Whited, 1998).....	40
2.12.	<b>Title:</b> Investment Behavior, Observable Expectations, and Internal Funds.....	51
2.13.	<b>Title:</b> Agency Theory and Firm Value in India.....	60
	<b>Título:</b> Teoría de la agencia y el valor de las firmas en India.....	60
2.14.	<b>Title:</b> Endogeneity in Empirical Corporate Finance.....	63
2.15.	<b>Title:</b> NAFTA's impact on Business Environment Decision Making.....	65
2.17.	<b>Title:</b> Structural Models and Endogeneity in Corporate Finance: The link Between Managerial Ownership and Corporate Performance.....	68
3.	<b>SELECCIÓN DE PAPER FUNDAMENTALES.....</b>	73
3.1.	<b>Title:</b> Efficient Estimation With Panel Data When Instruments Are Predetermined: An Empirical Comparison of Moment-Condition Estimators.....	73
3.2.	<b>Title:</b> Why do Investment Euler Equations Fail?.....	73
3.3.	<b>Title:</b> Investment Behavior, Observable Expectations, and Internal Funds....	73
3.4.	<b>Title:</b> Advanced Dynamic Panel Data Methods.....	73
3.5.	<b>Title:</b> Residual-based IV estimation of dynamic panel data models with fixed effects.....	73
3.6.	<b>Title:</b> Structural Models and Endogeneity in Corporate Finance: The link Between Managerial Ownership and Corporate Performance.....	73
4.	<b>Elaboración del manual:</b> .....	74
5.	<b>Conclusiones</b> .....	75
6.	<b>Bibliografía:</b> .....	76

## **1. Resumen**

### **1.1. Resumen :**

Este trabajo es una investigación sobre los problemas subyacentes a la toma de decisiones de inversiones corporativas, haciendo especial énfasis en la endogeneidad. Para esto se realizó una consulta en diferentes papers que se enfocan en esta problemática con el fin de elaborar un manual que permita la resolución de clases de endogeneidad y sobre-especificaciones en las ecuaciones de inversión.

**1.1.1. Palabras Claves:** Endogeneidad, ecuaciones de Euler, Sobre-especificaciones, efectos fijos e inversión corporativa.

### **1.2. Summary**

This article is an approach on the main problems in decisions taking of corporative investment, doing special emphasis in endogeneity. For this purpose, different papers with emphasis on this subject were consulted to craft a manual that allows the resolution of endogeneity and over-identifying problems in the investment equations.

**1.2.1. Key Words:** Endgeneity, Euler equations, Over-identifications, Fixed effects and Corporative investments.

## **1. OBJETIVOS**

### **1.1. Objetivo General:**

Establecer la metodología y elaborar un manual para resolver casos de factores que afectan la inversión, aplicando la ecuación de Euler y el instrumento de Panel Data.

### **1.2. Objetivos Específicos:**

- 1.2.1.** Establecer los aportes actuales que se encuentran en la literatura sobre el trabajo de Panel Data y sus aplicaciones a problemas planteados con la ecuación de Euler.
- 1.2.2.** Seleccionar los papers fundamentales para extraer la información de la herramienta.
- 1.2.3.** Esquematizar y redactar el procedimiento de la herramienta.
- 1.2.4.** Contratación del manual mediante una corrida piloto en la herramienta utilizando Panel Data.

## **2. REVISIÓN DE LA LITERATURA**

## **2.1. Title:** Determinants of Firm Leverage in Chile: Evidence from Panel Data

**Título:** Determinantes de apalancamiento de firmas en Chile: Evidencia de datos de panel.

**Autor:** Viviana Fernández.

**Año:** 2005.

**Publicación:** Estudios de administración, Vol. 12, No 1, 2005.

El objetivo general del artículo es analizar los factores determinantes de la estructura de capital en Chile (economía emergente) para el periodo 1990-2002. En este estudio se las empresas según el sector económico. Para realizar el estudio se realizan análisis econométricos basados en modelo de datos panel con efectos aleatorios, para el caso en que la variable dependiente esta censurada, el cual fue desarrollado por Anderson (1986) y extendido por Kim and Maddala (1992). En el estudio se analiza el componente transversal y dinámico de los datos a diferencia de otros estudios donde ignoran el segundo componente.

El artículo hace una introducción de las características de empresas de países desarrollados, como EEUU y Canadá, en relación a la estructura de capital y comenta que en general se observa que la estructura de capital de las empresas varía de país a país. También menciona que hay otras diferencias que se explican debido a la tasas de impuestos y en costos de agencia. También indica que se observa similitudes entre empresas de la misma

industria de país a país, por ejemplo las empresas de servicios, empresas mineras, entre otras utilizan poca deuda de largo plazo, y otras, como las manufactureras, en donde el ratio deuda-capital es alto. Además hace otras consideraciones en las que enmarca por ejemplo la contradicción que existe entre lo que ocurre en la teoría en relación a que las empresas prestan intensamente para aprovechar el apalancamiento financiero y lo que en realidad ocurre en las empresas, en las cuales tienen en cuenta los impuestos para determinar la deuda pero no son el factor clave. En general narra que la determinación de la estructura de capital no está influenciado propiamente por el mercado, si no por decisiones internas como políticas de dividendos o política histórica de rentabilidad.

Se mencionan los tres modelos teóricos para elegir la estructura de capital: “the trade-off/agency cost model, the pecking order theory, and the free-cash flow theory”.

En relación a trade-off/agency, afirma que este modelo afirma que la estructura de capital resultante será dada entre el consenso de los beneficios obtenidos por el apalancamiento o escudo fiscal y los posibles problemas causados por un ratio de deuda-capital altos. También menciona posibles causas de deudas conservadoras a la luz de los costos de agencia y cita algunos trabajos relacionados con el modelo del trade-off y con la construcción de la estructura de capital y las diferentes formas como se determina.

Establece que en la pecking order theory, y menciona que bajo esta teoría existirá un conflicto de intereses entre los administradores, quienes manejan

mejor información acerca de las inversiones de la firma, y administradores corporativos que buscan el beneficio de los accionistas existentes. Bajo esta teoría menciona que ha sido objeto de atención, “ya que es capaz de explicar algunas regularidades observadas empíricamente: (1) los coeficientes de endeudamiento y la rentabilidad están inversamente relacionadas, (2) mercados reaccionan negativamente a las nuevas emisiones de acciones y gerentes recurre a este tipo de cuestiones sólo cuando no tienen otra opción o cuando piensan que el patrimonio está sobrevalorado, y (3) los administradores a veces optan por tener más efectivo y emitirá menos deuda que la teoría del comercio-off podría predecir”, de igual manera que para the trade-off/agency cost model, el autor cita diferentes investigaciones hechas sobre esta teoría.

En relación a la free-cash flow theory menciona que esta analiza los costos de los conflictos entre los directivos y los accionistas sobre el payout de la empresa además de otras precisiones acerca de esta teoría. Y de la misma forma que hizo para las otras teorías, cita diferentes investigaciones hechas en este campo. El autor hace referencia que los datos que utilizara son trimestrales durante trece años para 64 empresas, muestra más grande en relación a estudios hechos previamente para América Latina.

Los resultados del estudio van en dirección hacia la teoría the trade-off/agency, concluye que las empresas con mayor rentabilidad emiten más deuda y que esta emisión de deuda está inversamente asociada con los escudos fiscales sin deuda. Además del aporte del estudio para Latinoamérica con unos datos más completos, está el hecho de trabajar con datos no censurados como se mencionó anteriormente.



**2.2. Title:** Endeudamiento, dividendos y estructura de propiedad como determinantes de los problemas de agencia en la gran empresa española.

**Título:** Endeudamiento, dividendos y estructura de propiedad como determinantes de los problemas de agencia en la gran empresa española.

**Autor:** F. López Iturriaga, P Saona Hoffman.

**Año:** 2007.

**Publicación:** Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa. Núm. 31, 2007. 119-146

El objetivo general del artículo es analizar la influencia de la estructura de capital, la estructura de propiedad y la política de dividendos sobre la discrecionalidad directiva. Para esto se examinan las manifestaciones de costos de agencia y los efectos de las medidas o mecanismos de control mencionados al inicio de este párrafo.

Los autores contextualizan acerca de la teoría de la agencia, sus consecuencias para la empresa, las soluciones basados en directrices legales del país español y políticas internas de la compañía, además identifican los tres orígenes del problema de agencia: los que se producen entre los directivos y los accionistas, los derivados de la relación entre acreedores y los accionistas y, más modernamente, los existentes entre los accionistas mayoritarios y los minoritarios.

Los investigadores decidieron centrarse las consecuencias de la separación entre propiedad y control y se enfocan en la incidencia que tiene los

mecanismos de control sobre los costes de agencia para lo cual eligieron los indicadores de eficiencia en el uso de activos y partidas de costes que son más fácilmente susceptibles de uso discrecional por los directivos.

Los investigadores hallaron que la estructura de capital no actúa como mecanismo eficiente de disciplina directiva, a diferencia de la estructura de propiedad la cual desempeña un papel más destacado y el reparto de dividendos que reduce el margen de actuación discrecional de los directivos. Finalmente, los autores hacen recomendaciones acerca de posibles investigaciones complementarias o extensivas a la realizada.

### **2.3. Title:** Factors Affecting Investment in Developing countries: a Panel Data Study

**Título:** Factores que Afectan Inversion en Paises en desarrollo: un Estudio de Datos de Panel.

**Autor:** Mohammad Salahuddin, Md. Rabiul Islam.

**Año:** 2008.

**Publicación:** Tennessee State University, College of Business, Vol. 42.

El paper tiene como objetivo general investigar el comportamiento de la inversión y las variables que influyen significativamente en ella, para esto cuenta con datos de panel de 97 países para el periodo de 1973-2002 y utilizando el modelo de efectos fijos. Para asegurar que los datos están libres de multicolinealidad se realiza el test de Variance Inflation Factor y se lleva a cabo la prueba de causalidad de Granger para si hay causalidad inversa.

Además se emplea el estimador de panel dinámico 2-step 1 Difference Generalized Method of Moments (GMM) para compensar la endogeneidad de los regresores y la heterogeneidad no observada. Con la investigación se encontró que la inversión todavía está afectada por el crecimiento, el ahorro interno, la apertura etc.

Los autores realizan un barrido de los factores que afectan la inversión desde diferentes corrientes y teorías. En la teoría keynesiana se hace referencia al modelo acelerador la cual no tiene en cuenta costes, en la corriente neoclásica se menciona la modelo acelerador pero flexible que si tiene en cuenta costes, se hace referencia a la Q de tobin, en relación a la corriente liberal el autor referencia a McKinnon (1973) y Shaw (1973) quienes le dan relevancia a la profundización financiera y las tasas de interés. También menciona la teoría de la inversión irreversible (Pindyck , 1991) entre otras. El autor le da relevancia a al papel de la incertidumbre en la inversión y menciona el problema de la disponibilidad de datos para países en desarrollo, por lo cual agrega la inversión pública y la privada.

Los autores concluye que el ahorro doméstico es la variable que más influye en la inversión mientras que el crecimiento del ingreso per-cápita y la ayuda extranjera son significativas. La variable apertura externa también resulto con un efecto positivo en la inversión dado que las inversiones en países en desarrollo son más productivas. A pesar de que querían observar cómo afecta la incertidumbre a través de la variable (ICRG) que es un índice de institucionalidad, este resulto con un inesperado signo que posiblemente es a causa de la corrupción en los países en crecimiento. Finalmente el autor

termina realizando unas recomendaciones a los policy makers de los países en relación a lo encontrado en la investigación. Por lo anterior, recomienda que si no hay inversión no habrá crecimiento y esta se genera controlando problemas de corrupción, mejorar el entorno para la inversión mejor y destinar la ayuda internacional adecuadamente.

El paper finalmente menciona que los datos podrían estar manejando algún tipo de heterogeneidad debido al manejo de datos de panel con distintos países, los posibles efectos distintos para cada país dado esto y recuerda el problema de agregar inversión pública con la privada por problemas de disponibilidad de datos.

**2.4. Title:** Public Debt, Money Supply, and Inflation: A Cross-Country Study

**Título:** Deuda pública, oferta monetaria e inflación: Estudio Cross-Country

**Autor:** Goohoon Kwon, Lavern Mcfarlane, Wayne Robinson.

**Año:** 2009

**Publicación:** IMF Staff Papers, Vol. 53, No 3, 2009.

El paper proporciona evidencia empírica a la teoría “unpleasant monetarist arithmetic” que dice que el incremento en la deuda es típicamente inflacionario para países deudas elevadas. Para realizar esto, los autores utilizan datos de panel con los que encuentran que esta relación se mantiene en países en

desarrollo endeudados, en países en desarrollo y generalmente no en países desarrollados.

Los autores mencionan la importancia de tener un banco central autónomo que permita controlar la inflación, plantean la dificultad para controlar la alta inflación pues los agentes económicos en el mercado mantienen unas expectativas sobre la inflación futura. Pero no solo debe existir un banco central autónomo si no la existencia de una política fiscal coordinada con las metas de este banco ya que el aumento de gasto del gobierno junto con las otras variables de la demanda agregada como el consumo autónomo puede presionar el nivel de precios. Este paper ofrece en un análisis empírico de la relación entre la política fiscal y el nivel de precios con una amplia base de datos de 71 países que abarcan 43 años que permiten mitigar problemas de sesgos derivados de la selección de los países y el periodo de muestra. También controlan el problema de heterogeneidad con técnicas econométricas flexibles.

Los resultados son robustos a la inclusión de otras variables, corrección de los sesgos de endogeneidad y la relajación de las restricciones con pendientes comunes e invariables durante submuestras. Encontraron que la trampa de debt-inflacion es alta en países endeudados y la estabilización es poco probable que sea eficaz en el mediano plazo. Encontraron también que la relación de deuda e inflación en países con tasa de cambio fijo es débil. Encontraron que los países endeudados tienen mayor dificultad para controlar inflación y hacen énfasis en la importancia de fortalezas institucionales que

permitan controlar la deuda e inflación y de las consecuencias de estos controles en términos de crecimiento.

**2.5. Title:** Dynamics of Externalities: A Second-Order Perspective

**Título:** Externalidades dinámicas: Una perspectiva de segundo orden.

**Autor:** Yi Wen, Huabin Wu

**Año:** 2011.

**Publicación:** Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 93, 2011 pág.: 187-205.

Los autores mencionan que el método de aproximación de primer orden es una técnica estándar para analizar las dinámicas locales de modelos EQUILIBRIO DINÁMICO GENERAL ESTOCÁTICO (DSGE). Aunque los métodos lineales producen bastante precisión para una amplia clase de modelo DSGE, algunos temas económicos no pueden abordarse utilizando el método de primero orden. Por lo anterior, lo autores muestran que los rendimientos crecientes a escala puede inducir a los ciclos económicos asimétricos y efectos de los ingresos no lineales que no son capturadas totalmente por métodos de aproximación lineal.

Es bien sabido que el ciclo real de negocio con rendimientos constantes a escala proporciona bastantes soluciones precisas con el método de primer orden. La idea central del paper es mostrar que cuando se tienen rendimientos

crecientes a escala se generan linealidades no triviales que no se capturan adecuadamente por el método de primer orden. Los autores comentan que un resultado específico es que los choques tecnológicos generan efectos asimétricos en los ciclos económicos, dicho efecto viene de los componentes de segundo orden del modelo que es ignorado por la aproximación del modelo lineal, posterior a esto, los autores hacen un barrido de la literatura de y de los estudios previos hechos que tienen relación con su investigación.

Los autores concluyen que su trabajo muestra que las externalidades positivas y rendimientos crecientes a escala pueden tener importantes implicaciones para la dinámica del ciclo económico pero que no es capturado adecuadamente por la aproximación del método de primer orden.

**2.6. Title:** Poverty, Innovation Capacity, and State Economic Development in the Knowledge Economy: Evidence from the U.S

**Título:** Pobreza, capacidad de innovación, y desarrollo económico del estado en la economía del conocimiento: Evidencia de los Estados Unidos.

**Autor:** Jeremy L Hall, Michael E. Howell-Moroney.

**Año:** 2012.

**Publicación:** Growth & Change, Vol. 43, No 2, 2012.

El objetivo general del artículo es examinar la pobreza de dos maneras, una de ellas es examinar la la relación entre la pobreza y la capacidad para innovar en Estados Unidos, la segunda es estudiar los efectos combinados de la pobreza

y la capacidad de innovar en Estados Unidos en la producción económica del estado y el empleo. Debido a que muchas de las relaciones entre pobreza, capacidad de innovación y rendimiento económico son simultáneas, entonces el autor utilizó Arellano Bond Difference GMM estimator para estimar varios modelos utilizando panel data.

Los autores mencionan que a nivel estatal se estudia las medidas de capacidad de innovación y necesidades socioeconómicas para ver la relación que tiene estas y sus efectos combinados en Estados Unidos. Comentan que en un intento de que las decisiones estatales se hagan con mejor información ellos hacen un puente entre la política pública, el crecimiento económico y la literatura. También indican el tradeoff entre los objetivos socioeconómicos en relación al gasto público y la importancia de que las políticas que estimulan el crecimiento protejan la población más vulnerable y que sean destino de mayores recursos. A la vez, aclaran las diferencias entre desarrollo económico y el crecimiento económico, en la que el desarrollo son cambios cualitativos en las funciones de producción locales y trae más cambios en la calidad de la vida de la población a diferencia de las políticas de crecimiento económico que se refiere al crecimiento cuantitativo sin muchos cambios en la función de producción. Ellos señalan que las estrategias de medición empleadas no logran hacer la distinción entre desarrollo y crecimiento pero que sus interés es en el desarrollo, que sería resultado de la innovación que traería cambios en la calidad de vida de las personas.

Además de lo anterior, mencionan que la capacidad de innovación es un stock positivo que mejora la capacidad de producción del estado y que esta es un



importante controlador del crecimiento y desarrollo económico principalmente en las nuevas economías. Los autores aclaran que capacidad de innovar es la habilidad para producir y representa oportunidad en contraste a la alta pobreza, la cual crea barreras al crecimiento de la producción. Las preguntas de interés para su investigación son: 1) ¿La pobreza tiene impacto negativo en la capacidad de innovación del estado? 2) ¿La pobreza tiene un moderado efecto en la producción economía estatal? 3) ¿Cuál es el impacto recurrente de la pobreza sobre el desempeño económico del estado operando a través de la capacidad de innovación?

La investigación concluye, teniendo en cuenta la limitación de datos disponibles, que tiene significantes implicaciones sobre lo que pensamos del estado y de su política económica y social. Concluye, sin olvidar que podrían tener un sesgo por omisión de variables, que la pobreza tiene un efecto negativo en la formación de la capacidad de innovación del estado y que los policy-makers deben preocuparse por el papel de la pobreza en la disminución de la capacidad de las economías estatales para innovar.

**2.7. Title:** Estimating dynamic Euler equations with multivariate professional forecasts

**Título:** Estimando ecuación dinámica de Euler con pronóstico multivariado profesional.

**Autor:** Gregor Smith, James Yetman

**Año:** 2013.

**Publicación:** Economic Inquiry, Vol. 51, 2013 pág.: 445-458.

Las ecuaciones dinámicas de Euler restringen pronósticos multivariados y por esto pueden ser estimadas y probadas utilizando la información generada por los “*professional forecasters*”. Los autores ilustran esto utilizando métodos empíricos mediante el estudio de vínculos entre pronósticos de tasas de interés nominal de EEUU, inflación real y el crecimiento del consumo real desde 1981. Usando pronósticos de datos para los retornos y para los fundamentos macroeconómicos a partir de un completo panel de pronósticos desde el *Survey of Professional Forecasters*, con 3.400 observaciones, muchas más que las 117 observaciones trimestrales de series de tiempo. Aprovechar la totalidad del panel realza la precisión en las pruebas para los modelos de valoración de activos y puede evitar los sesgos por agregación.

Los autores mencionan que las ecuaciones dinámicas de Euler restringen pronósticos multivariados. Mencionan que el objetivo del paper es estudiar un ejemplo de esta restricción aplicando pronósticos profesionales y con esto introducir una nueva manera de testear sus principales bloques de construcciones de los modelos económicos dinámicos. Los autores mencionan que los economistas previamente han usado datos de encuestas pronosticadas en la estimación y pruebas de las ecuaciones de Euler en la forma de valoración de activos, por ejemplo el tipo de cambio ha sido usado en pruebas de paridad descubierta de intereses y midiendo la prima de riesgo en el cambio del mercado extranjero. Además, mencionan que estos estudios generalmente investigan los vínculos entre la mediana de los pronósticos y el precio de los activos observada o su retorno, y que esta mediana es utilizada porque los

pronósticos individuales no están disponibles o porque algún resumen estadístico debe seleccionarse para usar un modelo estadístico.

Los autores cuentan que la principal innovación de su paper es usar ambos pronósticos, para los fundamentales y para los retornos de los activos, además, que solo utilizaran datos de pronósticos y que como resultado de esto, pueden utilizar toda la sección transversal de pronósticos individuales y así adicionar muchas observaciones para los problemas de estimación estadísticos de parámetros y para testear los modelos. De lo anterior, lo autores plantean dos preguntas: *With no realized data, are we still estimating the parameters of interest? Are there gains from this approach?*. Para estas preguntas las respuesta son afirmativas, para la primera se usa la ley de las expectativas esperadas donde se toma la ecuación de Euler y se proyecta esto en el set de información pronosticada; la segunda respuesta se deduce de la comparación empírica del enfoque de los autores con la estimación pronosticada de la mediana y con la estimación tradicional usando los mismos datos de la serie y periodo de tiempo.

Ellos concluyen que no encontraron evidencia mixta que soporte la ecuación de Euler. La segunda es que el uso de variación de corte transversal a través de información de pronósticos permite proveer más precisión que la estimación tradicional con datos históricos. Estos autores comentan que la ecuación dinámica de Euler restringe automáticamente los pronósticos multivariados. Además, mencionan que encontraron clara evidencia para el efecto Fisher pero evidencia mixta para la relación entre las expectativas de intereses reales y crecimiento de consumo real.

**2.8. Title:** Financial constraints in investment. Panel Data results from Estonia, 1995-1999.

**Título:** Restricciones financieras en la inversión. Resultados de datos de panel en Estonia, 1995-1999.

**Autor:** T. MICKIEWICZ; K. BISHOP; U. VARBLANE.

**Año:** 2004

**Publicación:** Akadémiai Kiadó

El autor nos conduce a un estudio en el cual se usa el estimador GMM Arellano-Bond en un determinado número de firmas manufactureras en Estonia. Para este fin usó el método de acumulación de capital óptimo, y se encontró que las firmas con inversores extranjeros poseen menos restricciones financieras que las netamente domésticas. A su vez las firmas pequeñas tienen más restricciones que las grandes compañías.

Al mismo tiempo, refuta el hecho de que las decisiones de inversión sean independientes de los factores financieros a través de datos empíricos, alegando que al no ser el capital externo e interno sustitutos perfectos, esto da lugar a una "jerarquía" en la financiación en la cual los costos de una financiación interna son menores a adquirir esta por medio de deuda.

El principal objetivo del autor es dilucidar las diferencias en la facilidad de adquirir financiación y superar sus restricciones entre compañías de propietarios domésticos respecto a aquellas con injerencia de capital

extranjero. Para el estudio, se analizaron empresas de Estonia entre 1995 y 1999.

Finalmente, se logra concluir que la falta de capital extranjero incide negativamente en las capacidades de financiación, volviendo a las empresas supremamente dependientes de su flujo de caja interno. Lo mismo aplica para compañías pequeñas, siendo las domésticas de este tipo las que más sufren al poseer las dos desventajas.

**2.9. Title:** Intertemporal variation in financial Constraints on investment: A time varying parameter approach using panel data.

**Título:** Variaciones intertemporales en las restricciones financieras sobre la inversión: Un enfoque desde el parámetro del tiempo variable usando panel data.

**Autor:** A. Kamil Tahmiscioglu

**Año:** 2001

**Publicación:** Journal of Business & Economic Statistics

El autor investiga cómo las restricciones financieras sobre la inversión cambian con el tiempo y si estas están ligadas a políticas macroeconómicas. Para esto, usa el modelo del parámetro de tiempo variable junto al *panel data* de industrias norteamericanas. Estudios preliminares indican que el patrón de

cambio de los parámetros es muy parecido al modelo de “regreso a la normalidad”, el cual se desarrolla desde la teoría Bayesiana.

También evidencia que los estudios empíricos han encontrado probabilidades de falla en los mercados, causadas por la diferencia entre lo que quieren los prestamistas y los deseos de los prestatarios, según los modelos de información asimétrica, siendo uno de los mayores inconvenientes la capacidad para adquirir capital externo.

Por otro lado, las investigaciones sugieren que la severidad de estas restricciones cambia en el tiempo y dependen de la buena posición financiera de la empresa y la calidad de la información en los mercados de capital. Es por esto que el objetivo de la investigación que compete al autor es dilucidar cómo las restricciones financieras cambian dependiendo de la etapa en la que se encuentra la empresa y si dichas restricciones se ven influenciadas por las políticas macroeconómicas, utilizando el modelo del parámetro de tiempo variable junto al *panel data*.

Aunque en épocas pasadas realizar este tipo de estudios era engorroso, debido a la poca tecnología para procesar ingentes cantidades de datos, ahora es posible dado a los avances en programas estadísticos, que permiten trabajar con un mayor volumen de información y en un tiempo prudencial, lo cual provoca que el estudio y sus resultados sean factibles.

Por medio del modelo de “regresión a la normalidad” y obteniendo las densidades marginales a partir del Algoritmo de Gibbs, se encuentra evidencia de que al parecer hay un patrón entre la liquidez financiera y la etapa de

madurez de la empresa. Estos resultados también soportan la hipótesis de que las restricciones financieras son mayores cuando la política monetaria es contractiva. Además, las pequeñas empresas tienden a ser más dependientes de su propio capital que las más grandes.

La investigación concluye finalmente que las restricciones financieras cambian dependiendo de la etapa de madurez de la firma. Estas restricciones tienden a ser más agudas en períodos de recesión y bajo una política monetaria contractiva. Los hallazgos serán mayores cuando se puedan incluir aún más variables a los modelos estadísticos.

**2.10. Title:** Efficient Estimation With Panel Data When Instruments Are Predetermined: An Empirical Comparison of Moment-Condition Estimators

**Título:** Estimación Eficiente Con Panel de Datos Cuando Los Instrumentos Son Predeterminados: Una Comparación Empírica de Los Estimadores de Condición de Momento.

**Autor:** James P. Ziliak

**Año:** 1997

**Publicación:** Journal of Business & Economic Statistics

Examino los resultados empíricos de los estimadores de variables instrumentales con instrumentos predeterminados aplicados al ciclo de vida de la oferta de mano de obra bajo incertidumbre. Los estimadores estudiados son mínimos cuadrados de dos etapas, método de momentos generalizados (GMM), filtro de avance, GMM independientemente ponderado y muestras partidas de variables instrumentales. Comparo el intercambio entre sesgo y eficiencia de los estimadores usando algoritmos de bootstrap sugeridos por Freedman y por Brown y Newey. Los resultados indican que la tendencia descendente en GMM aumenta a medida que se expande el número de las condiciones momentáneas, excediendo las ganancias en eficiencia. El estimador de filtro de avance, sin embargo, tiene menor sesgo y es más eficiente que el método de mínimos cuadrados de dos etapas.

La literatura sobre el Panel de datos (IV) ofrece poca guía en el desempeño relativo de los estimadores de variables instrumentales cuando se aplica a muestras de tamaño típico al que se encuentra en la práctica. Por ejemplo,



cuando el número de observaciones es grande (digamos, mayores a 500), ¿son las pequeñas preocupaciones muestrales acerca del intercambio entre sesgo y eficiencia en el GMM descritas por Tauchen (1986) y Altonji y Segal (1994) inobjetables? Aún más, ¿si existe sesgo, se debe a la correlación entre los momentos muestrales y la matriz de sus pesos (Altonji y Segal 1994) o a instrumentos pobremente correlacionados con el regresor endógeno como lo discutieron recientemente Bound, Jaeger, y Baker (1995) y Angrist y Krueger (1995)? Esto último es crucial para todo lo relacionado con la eficiencia porque el número óptimo de momentos puede contener instrumentos muy antiguos, debilitando posiblemente la correlación entre los instrumentos y el regresor endógeno.

En este artículo examino las propiedades muestrales de diversos estimadores de panel de datos IV, primero aplicándolos a un ya conocido modelo del ciclo de vida de la oferta de mano de obra y luego comparando los estimadores del intercambio entre sesgo y eficiencia por medio del bootstrap de Monte Carlo.

Para muchas aplicaciones del panel de datos, el GMM es el estimador obvio a escoger: No requiere una especificación detallada del proceso estocástico (Hansen y Singleton 1982), es consistentemente asintótico bajo una variedad de situaciones incluyendo cuando los únicos instrumentos disponibles son predeterminados y no exógenos (Anderson y Hsiao 1982); Arellano y Bond 1991) y consigue ligar al eficiencia en los estimadores de clase IV (Chamberlain 1987; Ahn y Schmidt 1995; Arellano y Bover 1995). Tauchen (1986) demostró, sin embargo, que en muestras típicamente encontradas en

aplicaciones de series de tiempo ( $N=50$  o  $75$ ) el GMM se sesga a medida que el número de condiciones momentáneas aumenta, lo cual ocasiona un intercambio entre el sesgo y la eficiencia, por lo cual recomienda el uso de instrumentos “sub-óptimos”.

Altonji y Segal (1994) extendieron el análisis de muestras pequeñas de Tauchen a la estimación de estructuras de covarianza de la distancia óptima mínima de mínimos cuadrados (ODM). Demostraron a través de una simulación de Monte Carlo que el sesgo en el ODM es bastante alto, y que su fuente, como se sabe en los mínimos cuadrados, se debe a la correlación entre los momentos muestrales y la matriz estimadora de pesos usada para minimizar de manera óptima las distancias entre los momentos de la población y la muestra. Intentaron corregir el sesgo desarrollando un estimador de muestras divididas, llamado OMD Pesado independientemente (IW-OMD), pero encontraron que tanto el OMD como el IW-OMD están dominados por sesgos menores y la raíz cuadrada de los errores (RMSE) por distancias de igual peso. Aunque los hallazgos del sesgo en el GMM por Tauchen y por Altonji y Segal parecen concluyentes, sólo lo son para muestras pequeñas, y no hay datos a priori para pensar que los resultados serán parecidos en paneles de datos grandes. Si los resultados negativos comparables contra el GMM existen, entonces podrían utilizarse estimadores menos eficientes como mínimos cuadrados de dos etapas (2SLS) o el estimador del filtro de avance de Keane and Runkle.

Paralelo a la investigación de series de tiempo sobre los estimadores IV de Altonji y Segal (1994), Nelson y Startz (1990), y Tauchen (1986) está la investigación transversal de las propiedades de los estimadores IV cuando la correlación entre los instrumentos y el regresor endógeno es débil (Bekker 1994; Staiger y Stock 1994; Angrist y Krueger 1995; Bound et al. 1995). Como puntualizó Bound et al., una correlación débil entre los instrumentos y el regresor endógeno puede llevar a (1) un error estándar muy grande, (2) un sesgo en IV aunque existta una correlación débil entre los instrumentos y el error estructural, y (3) un sesgo in IV hacia mínimos cuadrados ordinarios (OLS) a medida que el poder aclaratorio de los instrumentos se acerca a 0. Ellos demostraron que los resultados de los retornos sobre el estudio de modelos ampliamente conocidos reportados por Angrist y Krueger (1991) están sesgados hacia el OLS debido instrumentos pobremente correlacionados y, aún peor, que resultados IV similares se encuentran usando instrumentos de un generador uniforme de números aleatorios.

Respondiendo a las críticas de Bound et al. Angrist y Krueger (1995) desarrolló un conveniente estimador de muestras divididas IV (SSIV) como una alternativa al 2SLS. SSIV no está sesgado hacia el OLS; sin embargo, el estimador tiende a 0, así que propusieron “inflar” los estimados del SSIV con un factor de corrección del sesgo, dando como resultado un SSIV no sesgado (USSIV). Concluyeron que el USSIV proporciona resultados comparables al 2SLS o al GMM.

En este artículo, me concentro en estimados IV de paneles de datos que son consistentemente asintomáticos cuando sólo están disponibles instrumentos predeterminados. Entre las aplicaciones que caen dentro de esta categoría están los modelos dinámicos, modelos de expectativas racionales, y modelos de ecuaciones simultáneas. Los instrumentos predeterminados complican la estimación de dichos modelos ya que ciertas transformaciones eliminan temporalmente la heterogeneidad latente y persistente del modelo, tales como las desviaciones de tiempo-forma (el estimador “entre”), son inconsistentes cuando los instrumentos son predeterminados (Keane y Runkle 1992). Los estimadores considerados aquí incluyen el 2SLS, GMM, FF, SSIV, USSIV, y un IV análogo al IW-OMD al cual yo me refiero como IW-GMM.

Estudio las propiedades simples de los estimadores en un escenario realista usando datos de un estudio de panel de Dinámicas del ingreso (PSID). El modelo empírico empleado es el modelo MaCurdy del ciclo de vida de la oferta de trabajo bajo incertidumbre (1985). El modelo de MaCurdy es pertinente de lo aquí estudiado porque la incertidumbre sugiere una solución de expectativas racionales al problema del consumidor, y por lo tanto hace al instrumento predeterminado. Además, el modelo produce estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal, un parámetro clave usado para entender los movimientos en las ganancias y horas a través del ciclo del negocio. Para cada estimador, creo secuencialmente la matriz de momentos agregando tantos años adicionales como instrumentos, y pruebo la especificación con la prueba de Sargan de las restricciones sobre identificadas (Gofrey 1988).

Complementa la investigación empírica con un Bootstrap de Monte Carlo tal cual lo desarrolló Efron (1979) y extendido al IV por Freedman (1984) y Freedman y Peters (1984). El bootstrap es utilizado para comparar los estimadores en términos de su sesgo, eficiencia, RMSE, error absoluto de la mediana (MAE), y tasas de cobertura asintótica. La ganancia del bootstrap sobre el Monte Carlo recae en el hecho que, como los estimadores IV, el investigador simplemente aproxima la distribución empírica del estimador con un estimado no paramétrico de modelos sobre identificados (Hahn en prensa), Brown y Newey (1995) y Hall y Horowitz (en prensa) mostraron que el algoritmo de Freedman no aporta una mejora en términos de tasas de cobertura sobre la teoría asintótica, y más importante aún, da mal los tamaños asintóticamente para las pruebas de restricciones sobre identificadas. Como cada algoritmo es válido asintóticamente para el estimador, comparo los resultados del bootstrap tanto desde el enfoque de Freedman como del de Brown y Newey.

Usando un panel balanceado de hombres durante 10 años, encuentro los siguientes resultados. La tendencia decreciente en el GMM es bastante amplia a medida que el número de condiciones momentáneas crece, superando las ganancias en eficiencia. La tendencia se debe a la correlación entre la muestra de momentos usada en la estimación y la matriz estimada de pesos. El estimador IW-GMM es generalmente exitoso para eliminar el sesgo en los parámetros estimados del GMM usando el algoritmo de bootstrap de Freedman; sin embargo, los errores estándar de la teoría asintótica parecen

subestimar la verdadera variación de la muestra, y la prueba de restricciones sobre identificadas tiende a sobre excluirse. La distorsión de niveles en la prueba de restricciones sobre-identificadas persiste en modelos con muchos momentos, incluso después de volver a centrar la distribución usando el algoritmo de Brown y Newey (1995). Finalmente, el sesgo en los parámetros estimados con FF son menores que en el GMM y el 2SLS, y es más eficiente que el 2SLS.

### 1. Estimación e instrumentos predeterminados

Comienzo con un pequeño análisis de los estimadores IV usados en la aplicación empírica y las simulaciones de bootstrap. Considere la regresión lineal para el individuo  $i$  ( $i= 1, \dots, N$ ) en el tiempo  $t$  ( $t = 1, \dots, T$ ).

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

*Formula (1)*

Donde  $\alpha_i$  representa la heterogeneidad fija latente,  $x_{it}$  es un vector ( $1 \times K$ ) de variables explicativas predeterminadas,  $\beta$  es un vector ( $K \times 1$ ) de parámetros a estimar, y  $\varepsilon_{it}$  es un error aleatorio que cambia en  $i$  y  $t$  y se asume se distribuye iid  $(0, \sigma^2)$ . Bajo la asunción de efectos fijos, la heterogeneidad latente esta correlacionada con las variables explicativas para todos los períodos: eso es,  $\text{Cov}(x_{it}, \alpha_i) \neq 0$  para todo  $t$ .

Una práctica común en el panel de datos es eliminar el efecto fijo tomando las desviaciones individuales de los métodos de las series de tiempo, lo cual se conoce como la transformación interna. En la estimación IV con instrumentos predeterminados, sin embargo, la transformación interna es inconsistente. En particular, para que la transformación interna sea consistente es necesario que los instrumentos sean estrictamente exógenos al error de los modelos para todos los períodos  $E(z_t/\epsilon_{it})=0$  para todo  $s,t$ ; sin embargo, los instrumentos predeterminados sólo garantizan una exogeneidad débil,  $E(z_t/\epsilon_{it})=0$  para todo  $t \geq 0$ . Esta inconsistencia cae dentro de los efectos endógenos aleatorios de los estimadores estudiados por Hausman y Taylor (1981). Las transformaciones de la primera diferencia (Anderson y Hsiao 1982; Keane y Runkle 1992; Schmidt, Ahn, y Wyhowski 1992) y de desviaciones ortogonales (Arellano y Bover 1995) son consistentes cuando se aplican con niveles retrasados de regresores predeterminados (o endógenos) como instrumentos. Las desviaciones ortogonales pueden ofrecer ganancias en eficiencia en las primeras diferencias dado que las diferencias aumentan los errores de medición en variables (Maeshiro y Vali 1988). Cada transformación será aplicada a los estimadores.

### **1.1 Estimador del método de momentos.**

El primer estimador que considero es 2SLS, el cual minimiza la distancia entre los momentos de la muestra y los de la población, dando pesos iguales a cada observación. El estimador 2SLS produce estimaciones consistentes de los

parámetros tanto para las transformaciones de primera diferencia como para las desviaciones ortogonales y es como sigue:

$$\hat{\beta}_{2SLS} = (X'P(W)X)^{-1}(X'P(W)y), \quad (2)$$

Donde  $W$  es una matriz de instrumentos  $(N(T-1)*L)$ ,  $P(W) = W(W'W)^{-1}W'$  es la proyección de la matriz de instrumentos,  $y$  es el vector acumulado de los residuos  $(N(T-1)*1)$ ,  $X$  es la matriz acumulada de regresores  $(N(T-1)*K)$ , y  $y$  es la variable dependiente acumulada  $(N(T-1)*1)$ . Bajo la asunción de homoscedasticidad,  $E(\varepsilon^2 | W) = \sigma_\varepsilon^2$ , la inferencias de los parámetros estimados del 2SLS se hace con la matriz de varianza-covarianza.

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{\beta}_{2SLS}) &= \hat{\sigma}_\varepsilon^2 (X'P(W)X)^{-1} \\ \hat{\sigma}_\varepsilon^2 &= \left( \frac{1}{NT - N - K} \right) (y - X\hat{\beta}_{2SLS})^2. \quad (3) \end{aligned}$$

Como dijo White (1982), los errores estándar del 2SLS son inconsistentes cuando la asunción condicional de homoscedasticidad se viola; por lo tanto, propuso un estimado robusto de la matriz de covarianza

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{\beta}_{2SLS}) &= (X'P(W)X)^{-1} X'P(W) \\ &\quad \times \hat{\Omega} P(W) X (X'P(W)X)^{-1}, \quad (4) \end{aligned}$$

Donde  $\hat{\Omega}$  es una matriz diagonal de residuos cuadrados.

Dado que el número de instrumentos generalmente excede el número de parámetros estimados ( $L > K$ ), uno puede probar las restricciones sobre-identificadas con la prueba de Sargan como  $\varepsilon(\hat{\beta}_{2SLS})' P(W) \varepsilon(\hat{\beta}_{2SLS}) / \hat{\sigma}_\varepsilon^2$ , que está



asintóticamente distribuida  $\chi^2$  con L-K df (Godfrey 1988). En el caso de heteroscedasticidad condicional, la robusta variante de Hansen (1982) de la prueba de restricciones sobre-identificadas dada más tarde es necesaria para inferencias consistentes.

**1.1.1 Método de momentos generalizados.** Hansen (1982) y White (1982) mostraron que los aumentos en la eficiencia sobre el 2SLS son posibles al pesar de manera óptima la distancia entre los momentos de la muestra y la población, siendo el peso el inverso al de la matriz de covarianza de los momentos de la muestra. El estimador GMM generalmente depende de los residuos del estimador 2SLS para un estimado inicial consistente de la matriz de covarianza. El estimador GMM es

$$\hat{\beta}_{\text{gmm}} = (X'P(W(\hat{S}))X)^{-1}(X'P(W(\hat{S}))y), \quad (5)$$

Donde  $P(W(\hat{S})) = W(\hat{S})^{-1}W'$  es la matriz proyectada de los instrumentos y  $S = W'\Omega W$  es la matriz de pesos óptimos que permite la existencia de los condicionales de heteroscedasticidad y autocorrelación en la matriz de covarianza. La matriz de varianza-covarianza para el estimador GMM es

$$\text{var}(\hat{\beta}_{\text{gmm}}) = (X'P(W(\hat{S}))X)^{-1}, \quad (6)$$

Y la versión de Hansen de la prueba de restricciones sobre-identificadas es  $\varepsilon(\hat{\beta}_{\text{gmm}})'P(W(\hat{S}))\varepsilon(\hat{\beta}_{\text{gmm}})$ , la cual se distribuye asintóticamente  $\chi^2$  con (L-K) df.

**1.1.2 Filtro de avance:** Como alternativa para el 2SLS y el GMM, Keane y Runkle (1992) propusieron un estimador llamado el estimador Filtro de Avance (FF). El estimador FF elimina todas las formas de correlaciones seriales pero manteniendo la ortogonalidad entre los instrumentos iniciales, los cuales contienen valores atrasados de variables predeterminadas endógenas/exógenas, y el error estructural. Hay una similitud entre el FF y las transformaciones de desviaciones ortogonales desarrolladas por Arellano y Bover (1995) y es que en ambos métodos se degradan las variables sólo con valores presentes y futuros; sin embargo, el FF tiende a ser superior dado que elimina todas las formas de correlación serial. Aunque Schmidt et al. (1992) argumentó que el FF es irrelevante si uno usa todos los momentos muestrales durante la estimación, el FF puede ser una alternativa deseable al GMM en la práctica. Primero, como la dimensión de la matriz de momentos del GMM crece exponencialmente a medida que el número de períodos de tiempo y regresores crece, puede ser imposible de solucionar por computador y las restricciones sobre-identificadas son más propensas a no cumplirse, posiblemente debido a una débil correlación entre los instrumentos y los regresores endógenos. Segundo, si la pequeña evidencia muestral de Tauchen (1986) y Altonji y Segak (1994) se lleva al escenario del panel de datos, un intercambio sesgo/eficiencia aparecerá con el estimador óptimo del GMM.

Al igual que el GMM, el FF es un estimador de dos pasos. En el primer paso, la primera ecuación diferenciada es estimada por 2SLS. El vector  $((T-1)*1)$  de las primeras diferencias residuales para el individuo  $i$  de la regresión 2SLS,

2022, son usados en la construcción de una matriz de covarianza  $(T-1) \times (T-1)$ ,  $\hat{\Sigma}_{FD} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\epsilon}_{i,2SLS} \hat{\epsilon}'_{i,2SLS}$ . La inversa de la matriz de covarianza es luego

filtrada por una descomposición de Cholesky,  $\hat{C}_{FF} = \text{Chol}(\hat{\Sigma}_{FD}^{-1})$ , que elimina la correlación serial en los errores diferenciados. El segundo paso requiere la transformación de las primeras diferencias observadas agregadas

$N(T-1)$  por  $\hat{Q}_{FF} = I_N \otimes \hat{C}_{FF}$ , lo cual nos lleva al estimador FF

$$\hat{\beta}_{FF} = (X' \hat{Q}_{FF} P(W) \hat{Q}_{FF} X)^{-1} (X' \hat{Q}_{FF} P(W) \hat{Q}_{FF} y), \quad (7)$$

Con matriz de varianza-covarianza  $\text{var}(\hat{\beta}_{FF}) = \hat{\sigma}_\epsilon^2 (X' \hat{Q}_{FF} P(W) \hat{Q}_{FF} X)^{-1}$ . Como dijo Hayashi (1992), la inferencia con el estimador FF es inconsistente si el condicional de homoscedasticidad se viola; sin embargo, las variantes robustas de heteroscedasticidad de la varianza y la prueba de restricciones sobre-identificadas son fáciles de computar.

**1.1.3 Método de momentos generalizado independientemente pesado.** En un intento por mitigar el sesgo finito de la muestra en el OMD, Altonji y Segal (1994) desarrolló un nuevo estimador llamado IW-GMM. Yo extiendo su idea para el caso IV con panel de datos. La motivación detrás del IW-GMM es romper la correlación entre los momentos de la muestra usados en la estimación, (17)2022, y la matriz de pesos estimados,  $\hat{S} = W' \hat{\Omega} W$ , que es construida con los mismos datos. El procedimiento es dividir la muestra aleatoriamente en grupos independientes ( $g$ ), digamos dos ( $g= 1,2$ ), con el grupo 1 siendo usado para construir la matriz de pesos,  $\hat{S}_1 = W_1' \hat{\Omega}_1 W_1$ , y el grupo 2 usado para construir los momentos muestrales para estimar,

(17) La división de la muestra debe ocurrir en la dimensión transversal de los datos porque cada unidad transversal retiene sus propias series de tiempo para los instrumentos. Cada grupo es usado alternadamente para construir la matriz de pesos y la muestra de momentos para que así el estimador IW-GMM sea el promedio de las estimaciones independientes

$$\hat{\beta}_{\text{IW-GMM}} = \frac{1}{G} \sum_{g=1}^G (X'_g W_g (W'_{-g} \hat{\Omega}_{-g} W_{-g})^{-1} W'_g X_g)^{-1} \times (X'_g W_g (W'_{-g} \hat{\Omega}_{-g} W_{-g})^{-1} W'_g y_g), \quad (8)$$

Donde  $-g$  representa al grupo excluido. Como los errores de muestreo de los momentos de la población y de la matriz de pesos son independientes, el promedio es un estimador consistente. La varianza promedio estimada es construida como  $\text{var}(\hat{\beta}_{\text{IW-GMM}}) = (1/G^2)[\text{var}(\hat{\beta}_1) + \dots + \text{var}(\hat{\beta}_G)]$ , donde la covarianza entre la muestra dividida  $i$ th y  $j$ th es 0 por definición. Se espera que el estimador IW-GMM sea menos eficiente que el GMM dada la pérdida de grados de libertad. En siguiente aplicación, corrijo  $G=2$  para el estimador IW-GMM.

**1.1.4 Variables instrumentales de división de la muestra.** Angrist y Krueger (1995) confrontaron el problema de la débil correlación entre los instrumentos y los regresores en trabajos anteriores al desarrollar el estimador de la división de muestra IV (SSIV). Recordemos que si los instrumentos y los regresores endógenos están pobremente correlacionados y existe una (débil) correlación

entre el error del valor ajustado del primer escenario y el error estructural, por lo cual el IV es sesgado. El SSIV rompe la correlación entre los dos errores al dividir aleatoriamente la muestra en dos y usando una mitad para estimar la ecuación del primer escenario y la otra mitad para estimar los parámetros estructurales. Dejemos que la segunda muestra estime la ecuación del primer escenario y combinemosla con  $\hat{\beta}_1$  para formar el valor ajustado de  $\hat{\beta}_1$ , el cual es luego regresado sobre  $\hat{\beta}_1$ , llevando al estimador SSIV

$$\hat{\beta}_{SSIV} = (X_2'W_2(W_2'W_2)^{-1}W_1'W_1(W_2'W_2)^{-1}W_2'X_2)^{-1} \times X_2'W_2(W_2'W_2)^{-1}W_1'y_1, \quad (9)$$

El cual bajo homocedasticidad condicional tiene una matriz de covarianza asintótica de  $\text{var}(\hat{\beta}_{SSIV}) \approx \hat{\sigma}_e^2(X_2'W_2(W_2'W_2)^{-1}W_2'X_2)^{-1}$ . Se espera una pérdida relativa de eficiencia a comparación con el 2SLS con el SSIV ya que sólo la mitad de las observaciones son usadas en la estimación. Esta divergencia en la eficiencia se puede exacerbar cuando las matrices de covarianza heteroscedasticamente robustas de la ecuación (4) son usadas.

Como el SSIV tiende a 0, Angrist y Krueger (1995) inflaron el estimador del SSIV con un factor de corrección de la tendencia, que dio como resultado algo similar al estimador 2SLS del ejemplo 1. El USSIV es consistente bajo grupos asintóticos y es dado por la fórmula

$$\hat{\beta}_{USSIV} = (X_1'W_{21}'(W_{21}'W_{21})^{-1}W_{21}'X_1)^{-1} \times X_1'W_{21}'(W_{21}'W_{21})^{-1}W_{21}'y_1, \quad (10)$$

Donde  $W_{21} = W_1(W_2'W_2)^{-1}W_2'X_2$ . La matriz de covarianza asintótica toma la forma normal del 2SLS bajo homoscedasticidad condicional como  $\hat{\sigma}_{\varepsilon_1}^2 (X_1'W_{21}(W_{21}'W_{21})^{-1}W_{21}'X_1)^{-1}$  y la matriz robusta de covarianza es la misma que la ecuación (4) con  $W_{21}$  reemplazando a  $W$ . Por razones obvias, no hay prueba de las restricciones sobre-identificadas en este caso.

## 1.2 Escogencia de los instrumentos

Hasta ahora, poca atención se le ha dado a especificar los instrumentos más allá de la prueba de restricciones sobre-identificadas. Cuando la matriz de variables explicativas está predeterminada, la transformación de la primera diferencia y las desviaciones ortogonales hacen que los instrumentos fechados t-1 o anteriores sean válidos para estimaciones. En el estimador IV estándar, escoger instrumentos atrasados por un período,  $W = W(t-1)$ , deja al sistema identificado ( $L=K$ ), mientras que escoger instrumentos atrasados por t-1 y t-2 impone  $p=2k-k$  restricciones sobre-identificadas pero sacrifica un período extra de datos para cada observación.

Schmidt et al. (1992) argumentó que las ganancias en eficiencia son posibles si, en vez del conjunto de instrumentos usuales, se aprovechan todos los momentos lineales disponibles tal como lo insinúa las condiciones de ortogonalidad  $W'W = 0$ , donde  $W$ , es la matriz de instrumentos para el individuo  $i$  y  $W$  es el vector de la primera diferencia o residuo de las

desviaciones ortogonales. El enfoque de Schmidt et al. Usa niveles de instrumentos de diferentes períodos de tiempo para diferentes observaciones. El conjunto de instrumentos para el individuo  $i$  cuando todos los regresores están predeterminados se construyen como

$$W_i = \begin{bmatrix} x_1 & 0 & 0 & 0 & \cdot & \cdot & 0 & 0 & \cdot & 0 & 0 \\ 0 & x_1 & x_2 & 0 & \cdot & \cdot & 0 & 0 & \cdot & 0 & 0 \\ \cdot & 0 & 0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & x_1 & x_2 & \cdot & \cdot & x_{T-1} \end{bmatrix}, \quad (11)$$

La cual tiene una dimensión  $(T-1)*((T)*(T-1)*(K)/2)$  y donde  $x_t(t = 1, \dots, T-1)$  son los niveles atrasados de las variables aclaratorias. Por ejemplo, en el período 2 las variables del período 1 son instrumentos válidos, en el período 3 las variables tanto del periodo 1 como del 2 son válidas, y así hasta el período  $T$ , donde las variables del período 1 al  $T-1$  son instrumentos válidos. Cuando  $T$  y  $K$  son grandes, digamos  $T=15$  y  $K =10$ , hay 1040 restricciones sobre-identificadas destacando la carga computacional del enfoque de Schmidt et al. En la aplicación siguiente, comparo la eficiencia del conjunto estándar de instrumentos con la del conjunto de instrumentos acumulados en la ecuacion (11)

**2.11. Title:** Why do Investment Euler Equations Fail? (Whited, 1998)

**Título:** ¿Por qué fallan las Ecuaciones de Inversión de Euler?

**Autor:** Toni M. Whited

**Año:** 1998

**Publicación:** Journal of Business & Economics Statistics

**Abstract**

Este artículo aísla las fuentes de la mala especificación en las ecuaciones neoclásicas de inversión de Euler sin alteraciones ad hoc del modelo básico. Primero, permitiendo ajustes de costos para las inversiones marginales no lineales aumenta el desempeño del modelo ligeramente. Mayores mejoras vienen dadas por el aislamiento de firmas cuyas condiciones óptimas se mantienen aún en la presencia de costos fijos de ajuste o de reversibilidad costosa. Finalmente, identifico que instrumentos contribuyen a la falla del modelo por medio de pruebas estándar basadas en el GMM y también por medio del estimador empírico de probabilidad de Imbens, el cual permite probar las restricciones sobre-identificadas individualmente. Ambos métodos muestran que los instrumentos financieros contribuyen al rechazo de las restricciones sobre-identificadas para todas las firmas, sin embargo, solamente el estimador



empírico de la probabilidad muestra que estos son una fuente de fracaso para las firmas que logran in óptimo interior.

## **Introducción**

La mayoría de macroeconomistas concuerdan en que el modelo neoclásico de optimización intertemporal de la inversión ha sido un fallo empírico. El camino más popular para probar el modelo ha sido vía regresiones de inversión en apoderados para el valor sombra del capital, también conocido como  $q$  marginal. Como lo resumió Chirinko (1993), sin embargo, estas regresiones han producido generalmente bajos  $R^2$  y residuos correlacionados serialmente. Aún más, aunque el  $q$  marginal debería resumir los efectos de todos los factores relevantes a las decisiones de inversión, regresores adicionales como las salidas y flujo de caja tiene típicamente coeficientes significativos. Un segundo enfoque para probar el modelo de inversión neoclásico es la estimación directa de su ecuación de Euler usando el GMM. Aquí tampoco le ha ido bien al modelo neoclásico. Aunque este enfoque tiene la ventaja de evadir el difícil problema de medir el  $q$  marginal, Whited (1992), Hubbard y Kasyap (1992), y Bond y Meghir (1994) mostraron que las restricciones sobre-identificadas del modelo estándar son rechazadas y que aumentos ad hoc del modelo que toman en cuenta las restricciones financieras aumentan su relevancia.

Recientemente, unos cuantos estudios han cuestionado la econometría que produce estos resultados negativos. En lo escrito sobre la teoría  $q$ , Hayashi e Inoue (1991) mostraron que tomar en cuenta la simultaneidad reduce la relevancia del flujo de caja en las regresiones de inversiones  $q$ . Además, Blundell, Bond, Devereux, y Schiantarelli (1992) encontraron que enriquecer la estructura dinámica del modelo aumenta su desempeño, y el estimador de la medida del error consistente de Erickson y Whited (1996) produjo un coeficiente insignificante del flujo de caja como también un mayor  $R^2$  en comparación al de mínimos cuadrados ordinario.

Como las técnicas econométricas apropiadas ayudan al desempeño empírico de la teoría  $q$ , uno de los propósitos de este artículo es preguntarse si puede ocurrir lo mismo para las ecuaciones de inversión de Euler. Primero, un problema de los estudios anteriores sobre las ecuaciones de Euler es su uso de una forma funcional restrictiva para los ajustes de costos de la inversión. Siguiendo la tradición de la literatura sobre el  $q$  empírico, la mayoría de los estudios asume un ajuste marginal de costos lineal. Esta simplificación es necesaria para derivar una regresión lineal de la inversión sobre  $q$ . Es innecesario, sin embargo, para estimar las ecuaciones de inversión de Euler. Por lo tanto aproximo el ajuste marginal de costos con series de poder, lo cual da como resultado que el modelo basado en costos de ajuste cuadráticos sea rechazado fuertemente y que el uso de una forma funcional más general aumenta el desempeño del modelo levemente. Segundo, investigo si la estabilidad de parámetros a través del tiempo tiene algo que ver para la falla

del modelo, encontrando que no lo es en el pequeño panel de firmas aquí usadas. Finalmente, comparo los métodos estándar de GMM con una alternativa al GMM, el estimador empírico de probabilidad (EL) de Imbens (1997), el cual tiene la ventaja de permitir el cálculo de errores estándar de los parámetros del modelo bajo una mala especificación en general.

Otro propósito de este artículo es identificar porque la ecuación de inversión de Euler falla. Las fuentes potenciales de mala especificación son muchas porque el modelo se basa en diversos supuestos que simplifican todo como mercados financieros completos, producción diferenciable y tecnologías de ajuste, homogeneidad del capital, demora en entregas que ocurren dentro del período, y conocimiento de la tasa de impuesto efectiva de la firma. Me concentro en dos hipótesis alternativas al modelo neoclásico que han recibido gran atención – Costos fijos y restricciones en la liquidez.

Tal como resumieron y discutieron Dixit y Pindyck (1994), ha surgido una gran cantidad de literatura teórica que estudia el comportamiento de la inversión ante la presencia de costos fijos de ajuste, diferentes precios de compra y reventa de bienes de capital, e irreversibilidad. Estos modelos predicen usualmente que la inversión será irregular en el sentido de que las firmas permanecerán inactivas por períodos de tiempo, invirtiendo sólo cuando las ganancias de los bienes de capital suban lo suficiente para superar los costos fijos de ajuste o, en el caso de los modelos de irreversibilidad, la opción de

valor de esperar para invertir. Estudios de inversión al nivel de planta, como el de Doms y Dunne (1994), han brindado evidencia de dicho comportamiento.

Ciertamente, si la inversión de las firmas puede ser caracterizada por este tipo de modelo, las pruebas de las ecuaciones de Euler neoclásicas basadas en ajustes de costos fluidos y convexos están destinados a fracasar debido a que la ecuación de Euler presupone que una firma ajustara continuamente sus acciones en capital a la alza ante pequeños cambios en la rentabilidad. Para enfrentar este problema, divido mi muestra en dos grupos de firmas. Para el primer grupo, la ecuación de Euler del modelo estándar debería mantenerse inclusive ante la presencia de costos fijos, pero no debería ser así para el segundo. Luego estimo la ecuación neoclásica de Euler de manera separa para cada sub-muestra, encontrando que, aunque el modelo es rechazado por ambos grupos, sólo lo es marginalmente para el primer grupo y de manera muy fuerte para el segundo.

El segundo problema que se explora en este artículo son las restricciones financieras. Como se dijo anteriormente, pruebas basadas en ecuaciones de inversión de Euler han indicado que las variables financieras influyen la inversión. Primero, toda la evidencia actual muestra que el modelo neoclásico sirve para un grupo inicial de firmas sin restricciones pero no para otras. Zeldes (1989), sin embargo, explicó que tal prueba es inconsistente si una firma sin restricciones termina en un grupo que se cree afronta restricciones financieras. Segundo, los investigadores han aumentado la ecuación estándar de Euler

para hacerla más atractiva intuitivamente, pero no formas ad hoc a tener en cuenta para la interacción entre finanzas e inversión. Whited (1992), Hubbard y Kashyap (1992), y Hubbard y Kashyap, y Whited (1995) introdujeron variables financieras al modelo al asumir que el multiplicador de Lagrange en una restricción exógena adoptada es una función de las variables financieras. Bond y Meghir (1994) asumieron que la firma enfrenta una probabilidad exógena de bancarrota que varía en el tiempo que depende de las variables financieras. Dado que estas ecuaciones de Euler aumentadas no son derivadas endógenamente dentro del modelo, sin embargo, aunque se ajustan mejor a los datos que la versión estándar, no podemos aseverar que una teoría específica produjo estos resultados. Aunque sería ideal especificar un modelo consistente internamente en el cual las asimetrías informacionales generaran implicaciones comprobables para las variables observadas, esta tarea sigue siendo difícil. La mayoría de los modelos de los efectos de la información interna en las decisiones financieras toman las decisiones de inversión reales como dadas, y los pocos modelos que endogenizan la inversión, como el del Gertler (1992), están demasiado estilizados para generar condiciones de primer orden comprobables.

Claramente, no se ha dicho la última palabra acerca de los efectos de las restricciones financieras sobre la inversión. Uso una estrategia alternativa para responder esta pregunta al examinar si los instrumentos financieros son responsables del rechazo de las condiciones sobre-identificadas. Para este fin uso un GMM análogo a una prueba de razón de probabilidad como también el

estimador EL, que permite que las restricciones sobre-identificadas sean probadas individualmente, en vez de como grupo. Los resultados de la prueba estándar del GMM muestran que las variables financieras contribuyen al rechazo de las restricciones sobre-identificadas para el total de la muestra pero no para la muestra de firmas para las que las condiciones de primer orden probablemente se mantengan aún en la presencia de costos fijos. Los resultados de aplicar el estimador EL indican, en contraste, que las variables financieras sí contribuyen al rechazo de las restricciones sobre-identificadas para esta submuestra.

Organizo este artículo primero repasando el modelo en la sección 1. La sección 2 explica los problemas para la estimación. Los resultados de la estimación GMM de las ecuaciones básicas de Euler están en la sección 3. La sección 4 explica las pruebas separadas de las restricciones sobre-identificadas y presenta estos resultados. El resumen y las conclusiones están en la sección 5.

## **1. Un modelo de inversión simple**

Empleo un modelo estándar de equilibrio parcial, en el cual la firma toma el precio de los factores, precios de salida, y tasas de interés como dadas. La firma maximiza el valor presente descontado esperado de las ganancias futuras, que están dadas por

$$V_{i0} = E_{i0} \sum_{t=0}^{\infty} \left[ \prod_{j=0}^t \beta_j \right] \times (\pi(K_{it}, \nu_{it}) - \psi(I_{it}, K_{it}) - p_{it} I_{it}). \quad (1)$$

Aquí,  $V_{i0}$  es el valor en el período cero de la firma  $i$ .  $E_{i0}$  son las expectativas del operador condicional de la firma  $i$  en el conjunto de información del período cero;  $\beta_j$  es el factor de descuento de un período común para todas las firmas;  $K_{i0}$  es el comienzo del período de acciones de capital;  $I_{it}$  es la inversión durante el período  $t$ ;  $p_{it}$  es el precio de los bienes de capital relativo al precio de las salidas, que es el numerario;  $\psi(I_{it}, K_{it})$  es el costo real de ajustar las acciones de capital ( $\psi_I > 0, \psi_K < 0, \psi_{II} > 0$ );  $\pi(K_{it}, \nu_{it})$  es la función de utilidad de la firma ( $\pi_K > 0$ ); y  $\nu_{it}$  es un choque a la función de utilidad que sigue un proceso de Markov y que es observado por la firma en el período  $t$ . El capital es el único factor cuasi-fijado de producción, y todos los factores variables ya han sido “maximizados fuera” del problema. Esta disposición se aleja de los impuestos, porque esta cualidad adicional solo complica la notación. Yo, sin embargo, ajusto las medidas de la tasa de descuento de la firma y el precio efectivo de los bienes de capital para cambios en la política de impuestos en el período de prueba.

La firma maximiza la ecuación (1) sujeta a la identidad de acumulación de acciones de capital:

$$K_{i,t+1} = I_{it} + (1 - \delta_i)K_{it}, \quad (2)$$

Donde  $\delta_i$  es la tasa constante de depreciación económica específica de la firma. Note que (2) presupone que la inversión se convierte en capital

productivo en un período. La variable de decisión en este problema es  $I_{it}$ , y la variable condicional es  $(K_{it}, \nu_{it})$ . Usando (2) para eliminar  $\pi_K(K_{it}, \nu_{it})$  de la ecuación (1), y diferenciando el resultado con respecto a  $I_{it}$ , derivo la condición de Euler para  $I_{it}$  como

$$\begin{aligned} E_{i,t-1} \beta_t [\pi_K(K_{it}, \nu_{it}) - \psi_K(I_{it}, K_{it}) \\ + (1 - \delta_i)(\psi_I(I_{it}, K_{it}) + p_{it})] \\ = \psi_I(I_{i,t-1}, K_{i,t-1}) + p_{i,t-1}. \end{aligned} \quad (3)$$

Esta condición tiene una interpretación simple. El lado derecho representa el ajusta marginal y costos de compra de la inversión hoy. El lado izquierdo representa el costo descontado esperado de esperar a invertir hasta mañana, que consiste primero del producto marginal del capital y de la reducción marginal de los costos de ajuste por un incremento en las acciones de capital. Segundo, aunque la firma espere, aun así debe incurrir en costos de ajuste y compra. Una inversión óptima presupone que en el margen la firma debe ser indiferente entre invertir hoy y transferir esos recursos para mañana.

Para estimar el modelo, asumo que las expectativas de los gerentes son racionales e introduzco un error de expectativa  $e_{it}$ , donde  $E_{i,t-1}(e_{it}) = 0$ ,  $E_{i,t-1}(e_{it}^2) = \sigma_{it}^2$ , y  $e_{it}$  no está relacionado con ninguna información del período t-1. Este supuesto me permite escribir la ecuación (3) como

$$\begin{aligned} \beta_t [\pi_K(K_{it}, \nu_{it}) - \psi_K(I_{it}, K_{it}) + (1 - \delta_i)(\psi_I(I_{it}, K_{it}) + p_{it})] \\ = \psi_I(I_{i,t-1}, K_{i,t-1}) + p_{i,t-1} + e_{it}. \end{aligned} \quad (4)$$



El supuesto de expectativas racionales también proporciona identificación del modelo porque insinúa que cualquier variable conocida por la firma en el período t-1 puede ser usada como un instrumento para estimar (4).

Otro requisito para estimar el modelo es una expresión para el producto marginal de capital en términos observables. Si las firmas son imperfectamente competitivas y establecen un precio de salida como una constante de crecimiento,  $\mu$ , sobre el costo marginal, entonces los retornos constantes a escala se presuponen

$$\pi_K(K_{it}, \nu_{it}) = \frac{Y_{it} - \mu C_{it}}{K_{it}}, \quad (5)$$

Donde  $Y_{it}$  es salida y  $C_{it}$  son los costos variables reales. Asumo que la función de choque de utilidad,  $\nu_{it}$ , está reflejada en el dato realizado  $Y_{it}$  y  $C_{it}$ . Una ventaja de esta especificación es su provisión de un parámetro de crecimiento, cuyo estimado es fácilmente interpretable y puede ser usado para juzgar el desempeño del modelo. En este momento es posible agregar un parámetro que cuantifique la desviación de los retornos constantes de los a escala, como hizo Whited (1992). Este parámetro nunca es significativo, sin embargo, y el patrón general de retornos cambia muy poco. Dado que dejo el parámetro de retornos a escala fuera de (5),  $\mu$ , puede reflejar tanto el aumento de precio como los retornos a escala.

Finalmente, es necesario parametrizar la función de costo de ajuste,  $\psi(I_{it}, K_{it})$ . La tradición en la literatura de  $q$  ha sido especificar los costos de ajuste que

son linealmente homogéneos en inversión y capital para que el q marginal igual al q promedio. Esta tradición ha llevado al uso de una función cuadrática de costo, en la cual alguna tasa de inversión,  $\alpha_0$ , no implica costos de ajuste

$$\psi(I_{it}, K_{it}) = \frac{\alpha_1}{2} \left( \frac{I_{it}}{K_{it}} - \alpha_0 \right)^2 K_{it}. \quad (6)$$

Partiendo de esta especificación restrictiva, me adhiero a la restricción de homogeneidad lineal pero permito no lineales en la función de ajuste de costo marginal. Note que si la función  $\psi$  es homogénea de grado 1 en  $I_{it}$  y  $K_{it}$ , entonces  $\psi_I$  y  $\psi_K$  son homogéneas de grado 0 en  $I_{it}$  y  $K_{it}$ . Estas derivadas parciales pueden ser escritas sin perder la generalidad como  $\psi_I(I_{it}/K_{it})$  y  $\psi_K(I_{it}/K_{it})$ .

Para aproximar estas funciones, sigo el enfoque de Newey (1994) de usar las series de poder para representar a  $\psi_I$  y  $\psi_K$ . Estas aproximaciones presuponen la siguiente función de costos de ajuste

$$\psi(I_{it}, K_{it}) = \left( \alpha_0 + \sum_{m=2}^M \frac{1}{m} \alpha_m \left( \frac{I_{it}}{K_{it}} \right)^m \right) K_{it}, \quad (7)$$

Donde  $\alpha_m, m = 2, \dots, M$ , son coeficientes a ser estimados y M es un parámetro de truncamiento que establece el poder más alto de  $I_{it}/K_{it}$ , en la expansión. No incluyo términos lineales en ninguno de estas funciones de costos de ajuste porque estos ya están capturados por la variable  $I_{it}/K_{it}$  (4).

Obtengo la ecuación de estimación al sustituir (5) en (4), derivando (7) con respecto a  $I_{it}$  y  $K_{it}$ , y sustituyendo las derivadas en (4). El resultado es

$$\begin{aligned}
\beta_t & \left[ \frac{Y_{it} - \mu C_{it}}{K_{it}} - \left( \alpha_0 - \sum_{m=2}^M \frac{m-1}{m} \alpha_m \left( \frac{I_{it}}{K_{it}} \right)^m \right) \right. \\
& \left. + (1 - \delta_i) \left( \sum_{m=2}^M \alpha_m \left( \frac{I_{it}}{K_{it}} \right)^{m-1} + p_{it} \right) \right] \\
& = \sum_{m=2}^M \alpha_m \left( \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} \right)^{m-1} + p_{i,t-1} + e_{it}. \quad (8)
\end{aligned}$$

**2.12. Title:** Investment Behavior, Observable Expectations, and Internal Funds.

**Título:** Comportamiento de la Inversión, Expectativas Observables, y Fondos Internos.

**Autor:** Jason G. Cummins; Kevin A. Hassett y Stephen D. Oliner

**Año:** 2006 (Cummins, Hassett, & Oliner, 2006)

**Publicación:** The American Economic Review

Los modelos derivados de los fundamentales neoclásicos a menudo se han comportado pobremente a comparación con los modelos de aceleración de la inversión ad hoc (ver, e.g., Ben S. Bernanke et al. 1988). Este resultado podría reflejar las consecuencias de la información asimétrica en los mercados financieros: Los prestamistas se vuelven más proclives a dar fondos cuando una el valor neto de una firma aumenta, llevando a una expansión en la

inversión en negocios. Por lo tanto, los fundamentales neoclásicos pueden haber limitado el poder aclaratorio dado que los fondos internos determinan la inversión cuando las firmas enfrentan restricciones financieras. Consistente con este punto de vista, Steven M. Fazzari et al. (1988) encontró que las firmas clasificadas como proclives a enfrentar restricciones financieras tendieron a tener la mayor sensibilidad de inversión al flujo de caja. Investigaciones empíricas subsecuentes han respaldado generalmente este hallazgo (ver R Glenn Hubbard, 1988, para un repaso de la literatura).

Los modelos neoclásicos no se pueden desempeñar bien, sin embargo, si los fundamentos que influyen en la inversión se miden erróneamente. Los investigadores conocen este requisito desde hace tiempo, pero casi siempre se queda sólo en palabras. Este problema es más agudo en estudios que han usado el  $q$  promedio como una medida de fundamentales. En su forma más simple, el  $q$  promedio está definido como la proporción del valor intrínseco de la firma comparado con el costo de reemplazo de sus activos. Como el valor intrínseco de la firma no es observable, los investigadores usualmente han usado su valor de mercado como estimador, siguiendo lo que hizo William C. Brainard y James Tobin (1968). Dado que el mercado de valores podría medir el valor intrínseco de la firma con un error persistente y considerable, tal vez no sea sorprendente que las ecuaciones de inversión que usan una  $q$  promedio basado en el mercado se hayan desempeñado mal. Para investigar esta fuente potencial de error de medida, empleamos ganancias específicas de las firmas

pronosticadas por analistas de valores para construir una medida del  $q$  promedio que no se base en el mercado de valores.

Este ejercicio se basa en Brainard et al. (1980), quien usó el modelo  $q$  para estudiar la brecha entre el valor intrínseco de las compañías y su valor de mercado en los 70. Usando información contable, construyeron varias medidas del valor intrínseco de la firma descontando los retornos del capital pronosticados. Por necesidad, su procedimiento de pronóstico se basó en muchos supuestos. Al usar los pronósticos de analistas profesionales, evitamos el difícil problema de seleccionar un modelo de pronóstico específico para cada firma. Aunque mostramos que los analistas no hacen predicciones de largo plazo muy acertadas, el requisito clave para nuestro propósito no es lo acertado de los pronósticos, sino la capacidad de que los pronósticos de los analistas capturen los retornos esperados futuros sobre los cuales están basadas las decisiones de inversión de la firma.

Visto de esta manera, los pronósticos de los analistas son de gran utilidad. En nuestro trabajo empírico, encontramos que la inversión responde significativamente –tanto en términos estadísticos como económicos— a una medida del  $q$  promedio basada en los pronósticos de analistas. Además, luego de eliminar los fundamentales al usar un  $q$  promedio basado en los analistas, la inversión es insensible al flujo de caja, aún para las firmas que se creen típicamente restringidas en cuanto a liquidez. Sacamos dos conclusiones

principales de estos hallazgos. Primero, los fundamentales pueden ser más importantes para el gasto de inversión que lo que sugieren los pobres resultados a día de hoy de los modelos  $q$  de inversión. Segundo, los efectos positivos del flujo de caja obtenidos típicamente en dichos modelos pueden reflejar una falla en controlar adecuadamente los fundamentales y no prever la presencia de restricciones financieras.

## 1. Modelo básico de inversión

### A. The model

El modelo que usamos es estándar en la literatura de la inversión. El objetivo de la firma es maximizar el valor descontado esperado de los pagos futuros a los accionistas.

$$V_{i,t} = E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \beta_{t+s} \Pi_{i,t+s} \right],$$

Donde  $\Pi_{i,t+s}$  denota el pago en el período  $t+s$ ;  $\beta_{t+s}$  es el factor de descuento usado en el período  $t$  para descontar el pago esperado en el período  $t+s$ , con  $\beta=1$ ; y  $E_t$  denota una expectativa condicionada en la información disponible en el período  $t$ . Para simplificar, dejamos fuera los impuestos y la deuda financiera, aunque tomamos en cuenta a ambas en nuestro trabajo empírico.

Asumiendo que el capital es el único factor cuasi-fijado y que los factores variables han sido maximizados fuera de  $\Pi$ , la función de pago es:

$$\Pi_{i,t}(K_{i,t}, I_{i,t}) = p_t[F(K_{i,t}) - G(I_{i,t}, K_{i,t})] - p_t^k I_{i,t},$$

Donde  $K_{i,t}$  son las acciones de capital de la firma,  $I_{i,t}$  es la inversión bruta,  $p_t$  es el precio de salida,  $p_t^k$  es el precio de los bienes de capital,  $F(K_{i,t})$  es la función de producción, y  $G(I_{i,t}, K_{i,t})$  es la función de costo de ajuste. Asumimos que,  $F(K_{i,t})$  y  $G(I_{i,t}, K_{i,t})$  brindan retornos constantes a escala, que al firma es tomadora de precio en todos los mercados, y que el capital se deprecia a una tasa constante  $\delta$ . Además, asumimos que los costos de ajuste son cuadráticos e incluyen la tecnología de choque  $\varepsilon_{i,t}$ :

$$G(I_{i,t}, K_{i,t}) = \frac{b}{2} \left( \frac{I_{i,t}}{K_{i,t}} - a - \varepsilon_{i,t} \right)^2 K_{i,t}.$$

Dados estos supuestos, Fumio Hayashi (1982) y muchos otros han derivado la siguiente ecuación de inversión:

$$(1) \quad \left( \frac{I}{K} \right)_{i,t} = a + \frac{1}{b} \left[ \frac{V_{i,t}}{p_t^k (1 - \delta) K_{i,t-1}} - 1 \right] \frac{p_t^k}{p_t} + \varepsilon_{i,t} = a + \frac{1}{b} Q_{i,t} + \varepsilon_{i,t},$$

Donde  $Q$  denota el  $q$  promedio (el cual es igual al  $q$  marginal bajo nuestros supuestos).

La ecuación (1) es la formulación empírica estándar del modelo de inversión neoclásico bajo el modelo nulo de mercados de capital perfectos. Numerosos estudios han usado esta ecuación para probar el modelo nulo contra la alternativa en la cual los factores financieros afectan la inversión. El procedimiento ordinario es aumentar la ecuación (1) con una variable que contenga información acerca de la posición financiera de la firma. Seguimos la literatura al pie de la letra al usar el flujo de caja actual dividido por las acciones de capital,  $(\frac{CF}{K})_{i,t}$ , por lo cual, tenemos

$$(2) \quad \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t} = a + \frac{1}{b} Q_{i,t} + \gamma \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

La prueba usual para la sensibilidad excesiva al flujo de caja examina si el estimado de  $\gamma$  es positivo y estadísticamente significativo. Sin embargo, las medidas del valor neto interno, como el flujo de caja, no sólo dan a conocer la posición financiera de la firma, sino que pueden también estar correlacionadas con sus oportunidades de inversión esperadas. Si el  $q$  promedio se mide mal, el coeficiente del flujo de caja puede ser positivo y estadísticamente significativo aun cuando el modelo nulo sea correcto. Esta problemática motiva nuestro trabajo empírico.

#### B. Medidas de Q basados en el mercado y en los analistas

Usamos dos enfoques para encontrar Q en la ecuación (2). Primero, para ajustarnos a las investigaciones anteriores, construimos Q usando precios de acciones:



$$Q_{i,t}^E = \left[ \frac{V_{i,t}^E}{p_t^k(1-\delta)K_{i,t-1}} - 1 \right] \frac{p_t^k}{p_t},$$

Donde  $Q_{i,t}^E$  es el valor de mercado de la firma. (Esta ecuación ignora los impuestos y la deuda solo por comodidad; ver el apéndice B para verla completa). Este enfoque asume implícitamente que los precios de las acciones dan información acerca del valor intrínseco de la firma. Al mismo tiempo, la evidencia de un posible exceso de volatilidad y burbujas en los precios de las acciones (ver, e.g., Robert J. Shiller, 1989,2000) genera dudas acerca del uso de una medida de Q basada en el mercado. Dejando  $\mu_{i,t} = Q_{i,t}^E - Q_{i,t}$  denota el error potencial de medida al usar el mercado de valores para encontrar el valor intrínseco, la ecuación (2) se vuelve

$$(3) \quad \left( \frac{I}{K} \right)_{i,t} = a + \frac{1}{b} Q_{i,t}^E + \gamma \left( \frac{CF}{K} \right)_{i,t} + \left( \varepsilon_{i,t} - \frac{\mu_{i,t}}{b} \right).$$

Nuestro segundo vehículo para hallar el valor intrínseco de la firma está basado las expectativas de ganancias de los analistas.  $E_t^c[\Pi_{i,t+s}^a]$  denota el consenso de los pronósticos de los analistas de las ganancias para la firma i en el período t+s, basándose en información disponible para los analistas en el período t. Luego construimos un estimado del valor intrínseco de la firma como

$$\hat{V}_{i,t} = E_t^c[\Pi_{i,t}^a + \beta_{t+1}\Pi_{i,t+1}^a + \dots + \beta_{t+S}\Pi_{i,t+S}^a + \beta_{t+S+1}\tilde{\Pi}_{i,t+S+1}],$$

Donde t+S es el período más lejano para el cual los analistas pronostica en el período t, y  $\tilde{\Pi}_{i,t+S+1}$  es una imputación para las ganancias en el período t+S+1 y

siguientes. Detalles respecto a la construcción de  $\hat{V}$  pueden ser encontrados en el Apéndice B. Usando  $\hat{V}$  en lugar del valor de las acciones de la firma en el mercado  $Q$ , obtenemos un cálculo alternativo para  $Q$ , que denotamos como

$$\hat{Q}_{i,t} = \left[ \frac{\hat{V}_{i,t}}{p_t^k(1-\delta)K_{i,t-1}} - 1 \right] \frac{p_t^k}{p_t}.$$

Nótese que  $\hat{Q}$  y  $Q$  difieren sólo en su definición del valor intrínseco de la firma. En todos los demás aspectos, las variables se construyen de manera idéntica, con los mismos ajustes para la deuda, impuestos y así.

Dejando  $v_{i,t} = \hat{Q}_{i,t} - Q_{i,t}$  denota el error de medida en el estimado de  $Q$ , el modelo económico resultante es

$$(4) \quad \left( \frac{I}{K} \right)_{i,t} = a + \frac{1}{b} \hat{Q}_{i,t} + \gamma \left( \frac{CF}{K} \right)_{i,t} + \left( \varepsilon_{i,t} - \frac{v_{i,t}}{b} \right).$$

Las fuentes potenciales del error de medición aquí incluyen el uso de una tasa incorrecta de descuento para construir  $\hat{V}$ , el horizonte finito para los pronósticos de los analistas, diferencias en los conjuntos de información disponibles para los analistas y para la firma, y el hecho que los analistas pronostican ganancias en vez del pago a los accionistas. Aun así, este enfoque es de gran interés porque  $Q$  depende sólo un poco, o nada, de la desviación entre el valor de mercado de la firma y su valor intrínseco. Dadas las diferentes fuentes de error de medición en  $\hat{Q}$  y  $Q$ , la ecuación (4) tiene el potencial

de ofrecer un mejor desempeño econométrico que lo que han obtenido los investigadores con la ecuación (3).

### C. Problemas Econométricos

Para la estimación, asumimos que el choque tecnológico  $\varepsilon_{i,t}$  es la suma de tres componente de significado Cero.

$$\varepsilon_{i,t} = \xi_i + \eta_t + \omega_{i,t},$$

Donde  $\xi_i$  se refiere a la heterogeneidad no observada específica de cada firma, la cual se asume constante a través del tiempo;  $\eta_t$  captura los factores cíclicos que tiene un efecto común en todas las firmas; y el componente final,  $\omega_{i,t}$ , es una perturbación estocástica del proceso de producción de las firmas. Asumimos que  $\omega_{i,t}$  está distribuida idéntica e independientemente en todas las firmas pero puede estar seriamente correlacionada con el paso del tiempo para cada firma. El choque tecnológico afecta a  $\varepsilon_{i,t}$  porque  $\varepsilon_{i,t}$  se conoce cuando  $\varepsilon_{i,t}$  se escoge. El choque también afecta a  $\Pi_{i,t}$  y por lo tanto está correlacionada con  $\varepsilon_{i,t}$ . Como resultado, cuando estimamos este modelo, debemos controlar la endogeneidad de  $Q_{i,t}^E$ ,  $\hat{Q}_{i,t}$  y de  $(\varepsilon_{i,t})_{i,t}$ .

Antes de la estimación, primero derivamos las ecuaciones (3) y (4) para remover el componente de error específico de la firma,  $\xi_i$ , e introducimos tiempos trampa como regresores para  $\eta_t$  en cada período. Cuando  $\varepsilon_{i,t}$  no

está correlacionado en serie, su primera derivada es MA(1), en cuyo caso las variables atrasadas endógenas atrasadas del período  $t-2$  y anteriores son instrumentos válidos para la ecuación derivada. Si  $\epsilon_{it}$  está relacionada en serie, un modelo dinámico sería apropiado, y atrasos más distantes de los instrumentos pueden ser usados para identificarlo.

Estimamos las primeras derivadas de las ecuaciones (3) y (4) usando el GMM. La identificación de los parámetros estructurales depende de si los términos de error no están correlacionados con los instrumentos atrasados correspondientes como la inversión y el flujo de caja. Dado que la teoría ofrece poca información acerca de las propiedades de  $\epsilon_{it}$  y  $\eta_{it}$ , consideramos la identificación como un problema empírico que puede ser investigado usando una serie de pruebas de robustez y de especificación.

En resumen, extendemos el método usual para estimar las regresiones de inversión al introducir una medida del  $q$  promedio basa en los analistas. Comparamos los resultados obtenidos con esta medida y una medida del  $q$  promedio basado en el mercado para evaluar la robustez de la evidencia de imperfecciones del mercado de capital de estudios anteriores.

### **2.13.** Title: Agency Theory and Firm Value in India

**Título:** Teoría de la agencia y el valor de las firmas en India

**Autor:** Jayesh Kumar

**Año:** Enero 1, 2004

**Publicación:** Arab Planning Institute, Kuwait, 2005

En esta investigación se analiza las diferencias estructurales de la propiedad de cada firma en una economía emergente como la de India. El estudio hizo énfasis en el uso detallado de la propiedad estructural abarcado desde la eficiencia, beneficios, propiedad endógena y costos de la agencia. El contexto de la investigación, fue desarrollada en el sector empresarial indio, y tiene como fin evidenciar como la propiedad influye en el valor de las compañías.

Gobierno Corporativo es el sistema de mecanismos de control, a través del cual "el proveedor de finanzas para las empresas aseguran obtener un retorno de su inversión" (Shleifer y Vishny (1997)). El problema clásico se encuentra dentro de la separación entre propiedad y control, es decir, el costo de agencia como resultado de una divergencia de intereses entre los propietarios y los directivos de la empresa (Jensen y Meckling (1976)).

El autor ha estudiado ampliamente el conflicto entre los directivos y propietarios del funcionamiento de la empresa independientemente, aunque, la investigación sobre la comprensión de las diferencias en el comportamiento de las diferentes identidades de los accionistas es limitada. El marco principal-agente es utilizado por Jensen y Meckling ( 1976 ) para explicar el conflicto de intereses entre los directivos y los accionistas. El problema de agencia

(desarrollado por Coase ( 1960 ) , Jensen y Meckling (1976) y Fama y Jensen ( 1983)) es una parte esencial de la visión contractual de la empresa.

Se examina la relación entre el rendimiento de la empresa y el patrón de participación necesario de 2.000 empresas que cotizan en bolsa en la India durante los años 1994 a 2000. Se ha contribuido en tres formas de la literatura existente. En primer lugar, se cuenta un marco econométrico que controla específicamente para la firma de la heterogeneidad no observada específica y shocks macroeconómicos agregados. En segundo lugar, la metodología econométrica permite controlar la empresa de la heterogeneidad no observada causada por la estructura de propiedad y otras variables observadas. Este enfoque también proporciona evidencia a favor del enfoque de efectos fijos . En tercer lugar, utiliza la participación exacta por diferentes grupos de propietarios, el control de cambio en el valor de la empresa debido a un pequeño cambio en el patrón de participación ( no cambiar exactamente la dominación de un grupo ) , como en la mayoría de los casos la dominación accionistas no cambia drásticamente.

También se proporciona la evidencia de que la estructura de propiedad no cambió de forma significativa con el tiempo en el caso de las economías emergentes como la de India.

Este estudio ha examinado empíricamente la relación entre la estructura de la propiedad y el desempeño de la empresa utilizando un panel de empresas

corporativas de la India durante 1994-2000. Se llegó a la conclusión de que el patrón de participación extranjera no influye en la firma de rendimiento de manera significativa. Este resultado contrasta con otros estudios existentes respecto a la India y otros países en desarrollo que se encuentran con el auge de la propiedad extranjera de mayor rendimiento.

Otro resultado que se encontró en el análisis sobre el efecto de la participación de gestión de las empresas no difiere significativamente entre los grupos y autolimpiante empresas. Nuestros resultados también documentan esa variable la propiedad no es endógeno. Dados los resultados contradictorios producidos por el estudio actual y los estudios previos que han utilizado datos de la India , está claro que hay muchas cuestiones relativas a la relación entre el patrón de tenencia de acciones y el rendimiento de la empresa, que siguen sin resolverse.

**2.14.** Title: Endogeneity in Emprical Corporate Finance

**Título:** La enogeneidad empirica en finanzas Corporativas

**Autor:** Michael R. Roberts, Toni M. Whited

**Año:** Octubre 5, 2012

**Publicación:** Simon School Working Paper No. FR 11-29

A lo largo de la última década han surgido varios problemas de endogeneidad en el campo experimental de las finanzas corporativas, por lo tanto éste artículo tiene como objetivo analizar cómo las investigaciones aplicadas a las finanzas corporativas pueden abordar los problemas de endogeneidad. La investigación hace hincapié en las fuentes de endogeneidad (variables omitidas, simultaneidad y error de medición) y cómo estas variables tienen implicaciones en la inferencia.

En principio, para determinar los problemas de endogeneidad se utilizan las técnicas econométricas de las finanzas personales y se dividen en dos categorías: la primera hace énfasis en una fuente de variación exógena para la identificación de los coeficientes de interés como por ejemplo: el diseño de regresión continua y diferencias de estimadores. Mientras que la segunda categoría hace referencia a la técnicas que dependen en mayor medida de los supuestos del modelo como por ejemplo: métodos de *panel data*, teoría de juegos, y los métodos de medición de error. Estas dos técnicas se enfocan en la intuición y en la correcta aplicación del contexto de las finanzas personales.

El artículo, después de realizar la determinación de los problemas de endogeneidad, se discuten las causas y consecuencias de los problemas de estos, utilizando diversos ejemplos de las finanzas corporativas, además de introducir el potencial de resultados econométricos, examinando los efectos del tratamiento y discutiendo su vínculo con regresiones lineales.



Por último, el autor hace referencia a que los problemas de endogeneidad en las finanzas corporativas no solo debe analizarse desde el punto de vista econométrico y estadístico sino que se debe implementar un modelo descriptivo y una estrategia de identificación, ya que un modelo estadístico solo abarca el problema superficialmente mientras que un modelo descriptivo busca sus causas y consecuencias siendo más profundo en su análisis. En última instancia, los investigadores deben comprender las fuerzas causales detrás de los fenómenos económicos, utilizando estudios descriptivos que puedan abordar las preocupaciones de endogeneidad.

**2.15.** Title: Nafta's impact on Business Environment Decision Making

**Título:** Impacto del TLCAN en la toma de decisiones ambientales de las empresas.

**Autor:** Domínguez-Villalobos, Lilia ; Brown-Grossman, Flor.

**Año:** 2007

**Publicación:** Policy Studies Journal. 2007, Vol. 35 Issue 2, p245-263. 19p. 6 Charts, 2 Graphs

Durante la década de 1990, México firmó el tratado de libre comercio con los Estados Unidos y Canadá, llamado TLCAN. Por medio de este tratado, se liberalizó la política comercial reduciendo los aranceles entre estos países. Diferentes opositores y partidarios del Tratado debatieron sobre los efectos del medio ambiente en México. Los principales opositores fueron los ambientalistas, que argumentaron que se iba a generar un incremento en la contaminación ambiental debido a la alta comercialización de productos, puesto que México es un país que todavía se encuentra en vía de desarrollo y no tiene

normas ambientales fuertemente establecidas, generando poca confianza en el aspecto del cuidado y preservación del entorno. Teniendo en cuenta la problemática anterior, este artículo pretende analizar la dinámica del gasto ambiental y cambios en los perfiles de las empresas del TLCAN y analizar los factores que han afectado tanto positivamente como negativamente el comportamiento de las empresas como administradoras de los recursos naturales.

Los incentivos del mercado de exportación, la regulación gubernamental y las innovaciones en las operaciones de fábrica dieron lugar a un nuevo comportamiento de las empresas en los negocios. Los resultados del modelo econométrico muestran que la inversión ambiental está asociada por los siguientes factores como: el tamaño de la empresa, la presión de los accionistas extranjeros, las capacidades tecnológicas, los resultados empresariales, la regulación gubernamental y la necesidad de cumplir los estándares exigidos por los clientes internacionales. Los resultados muestran que para las empresas grandes tienen altos índices de cuidados del medio ambiente, mientras que para las pequeñas empresas arrojan resultados muy desfavorables, puesto que la modernización ha sido altamente selectiva, y para los pequeños fabricantes que tienen que cumplir unos estándares de calidad supremamente altos, en su presupuesto no incurren en inversiones al cuidado del medio ambiente. Las estimaciones fueron realizadas con un modelo dinámico del panel utilizando el método generalizado de método de momentos (GMM).

En conclusión, México debe emprender acciones sostenibles con el fin de promover la conservación de recursos naturales. Además debe de servir como modelo para los demás países de América Latina, que están promoviendo y gestionando Tratados de Libre Comercio en sus respectivas naciones ayudando a preservar el cuidado ambiental actual y de futuras generaciones.

**2.16.** Title: Growth and convergence in a Multiregional Model with Space-Time Dynamics.

**Título:** Crecimiento y convergencia en un modelo multiregional con dinámica espacio-temporal.

**Autor:** Elhorst, Paul; Piras, Gianfranco; Arbia, Giuseppe.

**Año:** Julio, 2010

**Publicación:** Geographical Analysis. Jul2010, Vol. 42 Issue 3, p338-355. 18p. 3 Charts, 1 Map

En la actualidad, Venezuela está viviendo una crisis económica con un alto índice de inflación y escasez de productos de primera necesidad como: leche, azúcar, papel higiénico y medicamentos (Paredes, 2014). Colombia, que es un gran aliado comercial de Venezuela, ha sentido esa crisis en diferentes aspectos: social y económico. En cuanto al aspecto económico, la balanza comercial colombo-venezolana que ha sido tradicionalmente superavitaria para Colombia, ha disminuido. Las exportaciones en los años del 2012 al 2013 se desaceleraron en un 20.3% y el peso neto exportado decreció en 18.4%. La literatura de econometría espacial señala que una comprensión más satisfactoria del crecimiento económico requiere una apreciación de cómo las economías interactúan uno con el otro, porque los niveles de ingreso de las economías son interdependientes. En el siguiente artículo se analizarán 4 hipótesis

sobre como la ubicación relativa de la economía afecta el crecimiento y bienestar económico mediante un modelo de crecimiento neoclásico de Solow-Swan que incorpora la dinámica del espacio y tiempo.

A lo largo del artículo, se presenta el modelo básico de Solow-Swan y su extensión espacial con el fin de derivar las 4 distintas hipótesis comprobables de todas las rutas posibles a lo largo de la cual la ubicación relativa de una economía puede afectar el crecimiento y bienestar económico. También se hizo hincapié en la especificación econométrica del modelo de Durbin espacial sin restricciones y a la presentación de los resultados empíricos, que se dedica especial atención a la elección de la duración y la inclusión de efectos fijos. Por último, para estimar el modelo de Solow-Swan espacial de efectos fijos, ajustamos el modelo de Arrelano y Bond GMM con el fin de ocuparse de la endogeneidad que se presenta no solo desde el nivel de ingreso inicial como en el modelo básico, sino también de los niveles de ingreso inicial y las tasa de crecimiento observadas en las economías vecinas.

En conclusión, se encontró evidencia empírica a favor de las hipótesis que la tasa de crecimiento de una economía particular está relacionada con la de sus vecinos y que la posición de estado estacionario de una economía particular se relaciona con  $s$ ,  $n$ ,  $g$  y  $d$  en sus economías vecinas debido a los efectos indirectos. También se encontró que la velocidad de convergencia cuando se ignora los efectos de interacción espacial está sesgada, pero que este sesgo disminuye mediante la inclusión de efectos fijos y reducción del intervalo de tiempo sobre el cual se mide la tasa de crecimiento.

**2.17.** Title: Structural Models and Endogeneity in Corporate Finance:  
The link Between Managerial Ownership and Corporate Performance

**Título:** La endogeneidad empírica en finanzas Corporativas

**Autor:** Michael R. Roberts, Toni M. Whited

**Año:** Octubre 5, 2012

**Publicación:** Simon School Working Paper No. FR 11-29

A lo largo de la última década han surgido varios problemas de endogeneidad en el campo experimental de las finanzas corporativas, por lo tanto éste artículo tiene como objetivo analizar cómo las investigaciones aplicadas a las finanzas corporativas pueden abordar los problemas de endogeneidad. La investigación hace hincapié en las fuentes de endogeneidad (variables omitidas, simultaneidad y error de medición) y cómo estas variables tienen implicaciones en la inferencia.

En principio, para determinar los problemas de endogeneidad se utilizan las técnicas econométricas de las finanzas personales y se dividen en dos categorías: la primera hace énfasis en una fuente de variación exógena para la identificación de los coeficientes de interés como por ejemplo: el diseño de regresión continua y diferencias de estimadores. Mientras que la segunda categoría hace referencia a las técnicas que dependen en mayor medida de los supuestos del modelo como por ejemplo: métodos de *panel data*, teoría de juegos, y los métodos de medición de error. Estas dos técnicas se enfocan en la intuición y en la correcta aplicación del contexto de las finanzas personales.

El artículo, después de realizar la determinación de los problemas de endogeneidad, se discuten las causas y consecuencias de los problemas de estos, utilizando diversos ejemplos de las finanzas corporativas, además de introducir el potencial de resultados

económicos, examinando los efectos del tratamiento y discutiendo su vínculo con regresiones lineales.

Por último, el autor hace referencia a que los problemas de endogeneidad en las finanzas corporativas no solo debe analizarse desde el punto de vista econométrico y estadístico sino que se debe implementar un modelo descriptivo y una estrategia de identificación, ya que un modelo estadístico solo abarca el problema superficialmente mientras que un modelo descriptivo busca sus causas y consecuencias siendo más profundo en su análisis. En última instancia, los investigadores deben comprender las fuerzas causales detrás de los fenómenos económicos, utilizando estudios descriptivos que puedan abordar las preocupaciones de endogeneidad.

**2.18.** Title: The causality between economic growth and volatility.

**Título:** La casualidad entre el crecimiento económico y la volatibilidad.

**Autor:** Mohsen Nazari, Asghar Mobarak

**Año:** Noviembre, 2010

**Publicación:** Vol. 2. No. 6. November, 2010, Part II

Desde hace varias décadas, el estudio del crecimiento económico y el análisis del ciclo económico real fueron vistos como áreas separadas y sin relación de la macroeconómica. Sin embargo, en la actualidad existen varias disciplinas que estudian el crecimiento económico como relación entre el análisis del ciclo económico real. Por lo que han surgido grandes controversias sobre la relación entre crecimiento y volatibilidad. El objetivo del presente artículo es analizar la

relación entre el crecimiento económico y la volatibilidad por un estimador de GMM-SYS.

A lo largo del trabajo se examina la naturaleza de la relación causal de la volatibilidad y el crecimiento económico, luego se presentan modelos y datos con el fin de establecer variables independientes y dependientes. Posteriormente, se realiza el análisis y se estima el modelo con el fin arrojar los resultados pertinentes y como último se analizan los resultados empíricos.

En conclusión, se ha estudiado la relación entre el crecimiento y la volatibilidad por un estimador GMM-SYS en dos enfoques y se llegaron a dos conclusiones. En el enfoque regional, se concluyó que la relación mutua está dirigida en tres regiones. Y el enfoque de ingresos, se dedujo que la relación entre la volatibilidad y el crecimiento económico influye en cuatro grupos de ingresos. En un grupo, la causalidad es unidireccional; de volatibilidad al crecimiento. En otro grupo, la relación de causalidad es mutua y unidireccional, puesto que fue estimado y probado diez veces. En el tercer grupo, la causalidad de la volatibilidad al crecimiento fue positivo en ocho veces y negativa y neutral en otras dos ocasiones, y por último la causalidad del crecimiento a la volatibilidad fue negativo en cinco veces y positivo en tres ocasiones y neutral en dos tiempos.

Como conclusión en general, los resultados de este trabajo no fue rechazar cualquiera de las hipótesis existentes sobre la relación entre crecimiento y

volatilidad. En otras palabras, no puede haber ninguna relación o puede haber un positivo o una relación negativa de cada lado.



### **3. SELECCIÓN DE PAPER FUNDAMENTALES**

De acuerdo al desarrollo de los autores soportados y en vía al objetivo de este informe se seleccionaron los siguientes papers para la elaboración del manual.

**3.1. Title:** Efficient Estimation With Panel Data When Instruments Are Predetermined: An Empirical Comparison of Moment-Condition Estimators

**3.2. Title:** Why do Investment Euler Equations Fail?

**3.3. Title:** Investment Behavior, Observable Expectations, and Internal Funds.

**3.4. Title:** Advanced Dynamic Panel Data Methods

**3.5. Title:** Residual-based IV estimation of dynamic panel data models with fixed effects.

**3.6. Title:** Structural Models and Endogeneity in Corporate Finance: The link Between Managerial Ownership and Corporate Performance

#### **4. Elaboración del manual:**

El manual realizado para facilitar los estudios en endogeneidad y sobreespecificación se presenta como anexo a este documento para darle facilidad a quien consulta este proyecto de grado y pueda acceder fácilmente a él.

## 5. Conclusiones

Como se puede apreciar en el estudio, el resultado final es el manual de inversión corporativa con dynamic panel data. A partir de la selección de los papers se pudo forjar un análisis conjunto con el fin de resolver problemas de endogeneidad y sobreestimación en investigaciones de economía y finanzas, específicamente en investigación corporativa

Se evidencian los problemas relacionados con la teoría de la agencia, en la cual el CEO tiene metas diferentes a los accionistas, ya que el CEO busca principalmente el crecimiento de la empresa, mientras que los accionistas buscan mayor rentabilidad.

Por otra parte, fue de gran aprendizaje la búsqueda, la selección, el manejo y la comprensión de papers académicos, puesto que desarrollamos habilidades que contribuyeron al avance de la investigación

## 6. Bibliografía:

- ✓ Fernández, V. (2005). Determinants of Firm Leverage in Chile: Evidence from Panel Data. *Estudios de Administración*, 12(1), 41-85.
- ✓ Hall, J. L., & Howell-Moroney, M. E. (2012). Poverty, Innovation Capacity, and State Economic Development in the Knowledge Economy: Evidence from the U.S. *Growth & Change*, 43(2), 228-251. doi: 10.1111/j.1468-2257.2012.00584.x
- ✓ Iturriaga, F. L., & Hoffmann, P. S. (2007). Endeudamiento, dividendos y estructura de propiedad como determinantes de los problemas de agencia en la gran empresa española. (Spanish). *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa (CEDE) (Asociacion Cientifica de Economia y Direccion de la Empresa (ACEDE))*, 31, 119-146.
- ✓ Kwon, G., McFarlane, L., & Robinson, W. (2009). Public Debt, Money Supply, and Inflation: A Cross-Country Study. *IMF Staff Papers*, 56(3), 476-515. doi: 10.1057/imfsp.2008.26
- ✓ Salahuddin, M., & Islam, R. (2008). FACTORS AFFECTING INVESTMENT IN DEVELOPING COUNTRIES: A PANEL DATA STUDY. *Journal of Developing Areas*, 42(1), 21-37.
- ✓ Smith, G. W., & Yetman, J. (2013). ESTIMATING DYNAMIC EULER EQUATIONS WITH MULTIVARIATE PROFESSIONAL FORECASTS. *Economic Inquiry*, 51(1), 445-458. doi: 10.1111/j.1465-7295.2011.00426.x
- ✓ Yi, W., & Huabin, W. (2011). Dynamics of Externalities: A Second-Order Perspective. *Review* (00149187), 93(3), 187-205.

- ✓ Mickiewicz, T., Bishop, K., & Varblane, U. (2004). Financial constraints in investment. Panel Data results from Estonia, 1995-1999. *Akadémiai Kiadó*, 425-449.
- ✓ Cummins, J., Hasset, K., & Oliner, S. (2006). Investment Behavior, Observable Expectations, and Internal Funds. *The American Economic Review*, 796-810.
- ✓ Dominguez, L. (2007). NAFTA'S Impact on Business Environment Decision Making. págs. 245-263.
- ✓ Kiviet, J. (2014). *Advanced Dynamic Panel Data Methods*. Salamanca: Universidad de Salamanca.
- ✓ Kumar, J. (2005). Agency Theory and Firm Value in India. *Arab Planning Institute*, 72-188.
- ✓ Maskus, K. (2012). Knowledge Capital, International Trade and Foreign direct investment: A sectorial analysis. *Economic Inquiry*, 707-723.
- ✓ Nazari, M. (2010). The causality between economic growth and volatility. Part II.
- ✓ P. Ziliak, J. (1997). Efficient Estimation With Panel Data When Instruments Are Predetermined: An Empirical Comparison of Moment-Condition Estimators. *Journal of Business & Economics Statistics*, 479-488.
- ✓ Paredes, M. (01 de 05 de 2014). La Prensa.com.pe. Recuperado el 26 de 05 de 2014, de <http://laprensa.pe/actualidad/noticia-venezuela-nicolas-maduro-protestas-gobierno-chavismo-20971>
- ✓ Roberts, M. (2012). Endogeneity in Empirical Corporate Finance. Simon School Working Paper, 11-29.
- ✓ Salahuddin, M. (2008). Factors affecting investment in developing countries: A panel data study. *Journal of developing Areas*, págs. 21-37.

- ✓ Tahmiscioglu, A. (2001). Intertemporal variation in financial Constraints on investment: A time varying parameter approach using Panel Data. *Journal of Business & Economics Statistics*, 153-165.
- ✓ Whited, T. (1998). Why do investment Euler Equations Fail? *Journal of Business & Economics Statistics*, 479-488.