



**El Colegio
de la Frontera
Norte**

**INVERSIÓN, RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ Y DESEMPEÑO
FINANCIERO: EL CASO DE LAS EMPRESAS QUE
COTIZAN EN LA BMV.**

Tesis presentada por

Calixto Mandujano Hernández

Para obtener el grado de

MAESTRO EN ECONOMÍA APLICADA

TIJUANA, B. C.
2002

AGRADECIMIENTOS:

AL COLEGIO DE LA FRONTERA NORTE POR HABERME PROPORCIONADO MAYORES HERRAMIENTAS TÉCNICAS EN UN CAMPO TAN BASTO COMO LAS CIENCIAS ECONÓMICAS.

AL CONSEJO NACIONAL DE CIENCIA Y TECNOLOGÍA, POR HABERME PROPORCIONADO LA BECA, SIN LA CUAL NO HUBIERA SIDO POSIBLE LA REALIZACIÓN DE ESTA META.

AL DR. RAMÓN CASTILLO PONCE, POR SU ACERTADA DIRECCIÓN EN ESTE TRABAJO, POR SU ENORME PACIENCIA Y SU GRAN GENEROSIDAD.

AL MAESTRO HERRERA, POR SUS ACERTADAS OBSERVACIONES Y SU PACIENCIA EN LA REVISIÓN DE ESTE DOCUMENTO, ASÍ COMO AL DR. MENDOZA POR SUS APORTES AL PRESENTE TRABAJO.

A TODOS MIS MAESTROS DEL DEPARTAMENTO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS, POR SU CONTRIBUCIÓN EN MI FORMACIÓN ACADÉMICA, MUY ESPECIALMENTE AL M.C. MANUEL LECUANDA POR SU MAGNÍFICA DISPONIBILIDAD PAR CONSULTAS EXTRA CLASE.

A MIS QUERIDOS AMIGOS TOMÁS Y CAMACHO QUE HAN ESTADO CONMIGO EN LOS MOMENTOS MÁS DIFÍCILES DE MI EXISTENCIA.

A TODOS MIS COMPAÑEROS Y AMIGOS NUEVOS QUE ME APOYARON DESINTERESADAMENTE EN EL TRANSCURSO DE ESTA GRAN EXPERIENCIA.

DEDICATORIA:

A DIOS NUESTRO SEÑOR, POR CONCEDERME LA GRACIA DE CONCLUIR ESTA META.

A MI AMADA ESPOSA, POR HABERME DADO ESE GRAN ESTÍMULO, POR SU GRAN SACRIFICIO, SU TOLERANCIA Y SU AMOR. PORQUE SUS PALABRAS ME HAN DEJADO PROFUNDA HUELLA: "CUANDO VAYAN MAL LAS COSAS COMO A VECES SUELEN IR, DESCANSAR ACASO DEBES, PERO NUNCA DESISTIR".

A MIS PADRES, A QUIENES LES DEBO LO QUE SOY, PORQUE GRACIAS A ELLOS TENGO LO MAS PRECIADO: LA VIDA Y POR HABERME INCULCADO LOS VALORES Y PRECEPTOS DE FAMILIA QUE NO SE ADQUIEREN EN LA ACADEMIA.

A MIS HERMANOS: JERÓNIMA, ENRIQUE, SUSANA, FOCAS, FELISA, PATY, TOTO, PRIMI, LUISITO, MARIO Y PANCHITO POR DARMER SU APOYO IRRESTRICTO, SU CONFIANZA Y SU COMPRESIÓN.

A MIGEL ÁNGEL, POR SU ESTÍMULO Y SU CONSIDERACIÓN, ASÍ COMO A TODOS MIS CUÑADOS.

A MIS SOBRINOS: EMMANUEL, KARINA, DIANITA, BLANQUITA, GÜERO Y PALOMITA, POR LA CONFIANZA QUE ME HAN DADO.

A LA FAMILIA VARGAS POR SU CONSIDERACIÓN Y APOYO MORAL, ESPECIALMENTE A KAREN.

RESUMEN

En el presente trabajo comprende dos secciones. En la primera parte se aplica un modelo del acelerador a través de panel de datos con efectos fijos, para evaluar restricciones de liquidez en las empresas que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV). Se encuentra que el conjunto de las empresas estudiadas presentan alta sensibilidad de la inversión al flujo de caja, lo que sugiere restricciones de liquidez. Se realizan varias clasificaciones de las emisoras según su tamaño, vocación exportadora, razón de liquidez, rentabilidad, madurez, razón de endeudamiento, concentración, crédito con proveedores y sector al que pertenecen. En general se concluye que aquellas empresas que tienen estados de resultados menos sólidos, tienen mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja, que las empresas con estados de resultados más robustos. Estas restricciones de liquidez, podrían ser resultado de problemas de información asimétrica, riesgo moral y costos de monitoreo.

En la segunda parte, se realiza un análisis de cointegración entre la inversión agregada, producto interno bruto (PIB) y Crédito privado. Posteriormente se hace un ejercicio adicional entre la inversión, PIB y tasa de interés externa. Se hacen pruebas de raíz unitaria de cada una de las variables utilizadas, encontrando que son integradas de orden uno. Se aplican tres métodos de cointegración: Engle y Granger, Johansen y Mecanismo de Corrección de Error (MCE). Se encontró que la inversión no cointegra con el crédito, solo cointegra con el PIB. Como una variable *proxie* de la tasa de interés externa, se tomó la tasa de interés a tres meses de los certificados de depósito de los Estados Unidos y se hizo el ejercicio de cointegración con las tres metodologías. Se encontró que la inversión sostiene una relación de cointegración con el PIB y la tasa de interés externa. Las relaciones de largo plazo obtenidas con los tres métodos son robustas y muy similares entre sí. Este hallazgo es importante, porque quizá las políticas de los gobiernos que estén orientadas a fomentar la inversión a nivel macro tratarían de cuidar el comportamiento del crédito doméstico, en lugar de la tasa de interés externa.

Palabras clave: flujo de caja, raíz unitaria, cointegración, efectos fijos.

| ÍNDICE | página |
|---|--------|
| I INTRODUCCIÓN | 1 |
| 1.1 Justificación | 2 |
| 1.2 Objetivos | 2 |
| 1.3 Planteamiento del problema | 3 |
| 1.4 Hipótesis | 4 |
| II CONSIDERACIONES TEÓRICAS Y EMPÍRICAS | 5 |
| 2.1 Antecedentes | 5 |
| 2.1.1 Información asimétrica, costos de agencia y sustitución de costos externos e internos | 5 |
| 2.1.2 Criterios de clasificación de las empresas | 7 |
| 2.2 Modelo teórico sobre restricciones de liquidez | 9 |
| 2.3 Modelo empírico del acelerador financiero | 12 |
| III METODOLOGÍA | 15 |
| 3.1 Panel de datos con efectos fijos | 16 |
| 3.2 Pruebas de raíz unitaria | 21 |
| 3.2.1 Prueba Dickey-Fuller | 22 |
| 3.2.2 Prueba Dickey-Fuller Aumentada | 23 |
| 3.2.3 Prueba Phillips-Perron | 24 |
| 3.3 Teoría de Cointegración | 25 |
| 3.3.1 Metodología de Engle y Granger | 26 |
| 3.3.2 Metodología de Johansen | 28 |
| 3.3.3 Mecanismo de Corrección de Error | 30 |
| 3.4 Fuentes de Información | 35 |
| 3.5 Descripción de las razones financieras | 36 |
| IV ANÁLISIS EMPÍRICO DE LAS EMPRESAS QUE COTIZAN EN LA BMV. | 38 |

| | | |
|-------|--|----|
| 4.1 | La inversión en todas las empresas con ventas y flujo de caja | 38 |
| 4.2 | La inversión antes y después de la crisis de 1995 | 39 |
| 4.3 | Clasificación de las emisoras para evaluar restricciones de liquidez | 40 |
| 4.3.1 | Tamaño | 41 |
| 4.3.2 | Vocación exportadora | 42 |
| 4.3.3 | Razón de liquidez | 43 |
| 4.3.4 | Rentabilidad | 45 |
| 4.3.5 | Madurez | 45 |
| 4.3.6 | Concentración | 46 |
| 4.3.7 | Endeudamiento | 48 |
| 4.3.8 | Crédito con proveedores | 48 |
| 4.3.9 | Sector al que pertenecen | 49 |
| | | |
| V | EFFECTO DE VARIABLES MACROECONÓMICAS SOBRE LA INVERSIÓN PRIVADA DE LAS EMPRESAS | 50 |
| 5.1 | La inversión en el tiempo ante variables macroeconómicas | 50 |
| 5.2 | Efecto del crédito sobre la inversión de todas las empresas antes y después de la crisis | 52 |
| 5.3 | Efecto del crédito sobre la inversión, según clasificaciones de las empresas | 52 |
| 5.3.1 | Tamaño | 53 |
| 5.3.2 | Rentabilidad | 53 |
| 5.3.3 | Razón de liquidez | 55 |
| 5.3.4 | Vocación exportadora | 55 |
| 5.3.5 | Madurez | 56 |
| 5.3.6 | Endeudamiento | 56 |
| 5.3.7 | Concentración | 56 |
| 5.3.8 | Crédito con proveedores | 58 |
| 5.3.9 | Sector al que pertenecen | 58 |

| | | |
|-------|---|----|
| VI | ANÁLISIS DE LA INVERSIÓN AGREGADA | 59 |
| 6.1 | Pruebas empíricas de raíz unitaria de las variables Inversión, Crédito y PIB | 59 |
| 6.2 | Pruebas empíricas de Cointegración | 63 |
| 6.2.1 | Engle y Granger | 64 |
| 6.2.2 | Mecanismo de Corrección de Error | 64 |
| 6.3 | Pruebas de Cointegración entre la inversión, PIB y tasa de interés real externa | 69 |
| 6.3.1 | Prueba de Engle y Granger | 72 |
| 6.3.2 | Prueba de Johansen | 73 |
| 6.3.3 | Mecanismo de corrección de error | 74 |
| VII | CONCLUSIONES | 79 |
| VIII | BIBLIOGRAFÍA | 82 |
| IX | ANEXOS | 85 |

I INTRODUCCIÓN

Hasta antes de la década de los 80's, la mayoría de los trabajos empíricos sobre la inversión de las compañías, establecían el supuesto de mercados de capital perfectos. La implicación de este supuesto es que las empresas son indiferentes entre fondos internos y fondos externos para financiar su inversión. Tales supuestos eran acordes con el teorema de Modigliani-Miller, el cual indica que no importa la estructura financiera de las empresas para allegarse de recursos para la inversión, la demanda de fondos está sujeta únicamente a cuestiones de la propia demanda de recursos y no existe diferencia entre fondos internos y externos.

Las nuevas teorías sobre la inversión señalan, que si no se cumplen los postulados propuestos por Modigliani-Miller la estructura de la empresa es relevante para las decisiones de inversión. Ahora hay mas consenso que los fondos externos no son sustitutos perfectos de los fondos internos y que en un entorno de información asimétrica entre prestatarios y acreedores, los fondos externos son más costosos que los fondos internos, porque se incurre en costos de agencia y costos de supervisión o monitoreo.

Reconociendo que los modelos de inversión neoclásicos no contemplan estos escenarios, debe ampliarse hacia otros horizontes, en la búsqueda de mejores explicaciones de esta variable tan importante y se incursiona en el ámbito de competencia imperfecta, cuando existen problemas de incentivo, selección adversa y riesgo moral.

Fazzari et al. (1988) conjugaron modelos de imperfecciones en los mercados de capital a los modelos tradicionales con efectos financieros sobre la inversión. Encuentran que las variables financieras son relevantes para explicar la inversión y pueden ser una medida del grado de restricciones financieras que enfrentan las empresas. Particularmente, sugieren que las empresas restringidas muestran una mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las empresas no restringidas.

Posteriormente al trabajo seminal de estos autores, se desarrollaron diversas investigaciones y pruebas empíricas sobre restricciones de liquidez, también con datos al nivel de firma, clasificando a las empresas por diversos criterios como: tamaño, pertenencia a grupos industriales asociados con los bancos, madurez, etc. Pero estos trabajos, fundamentalmente se llevaron a cabo en países desarrollados.

1.1 JUSTIFICACIÓN

Para el caso concreto de México no se tienen antecedentes de trabajos empíricos que evalúen las restricciones de liquidez, en el que se utilicen los estados financieros de las empresas como este es el caso. Gelos y Werner (1998) utilizaron datos de la encuesta industrial anual de INEGI con datos no consolidados, con la desventaja intrínseca que datos al nivel de planta no necesariamente reflejan la situación global de la empresa.

Para este trabajo, se parte de datos consolidados contenidos en los estados de resultados de las empresas que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV). Los datos tienen una frecuencia trimestral a partir del primer trimestre de 1993 hasta el segundo trimestre del 2001. Este periodo es de particular interés, porque nos permite analizar observaciones antes y después de la crisis de 1995 y estudiar su comportamiento.

Las empresas que cotizan en la BMV tienen particular relevancia porque en este organismo se llevan a cabo operaciones anuales por un monto aproximado del 23 por ciento del PIB¹, además en un mundo cada vez más integrado a los mercados globales, resulta todavía más relevante lo que ocurra con la inversión en estas empresas y en la economía en general.

Con respecto al rubro de la inversión agregada, existen pocos estudios en México que analicen los factores que influyen sobre esta, lo cual es sorprendente ya que la inversión es un componente, (aunque pequeño en relación con el consumo) muy importante del PIB. Se realiza un ejercicio econométrico que evalúa el comportamiento estocástico de la inversión agregada apoyándose en el análisis de cointegración, en el cual se anticiparían los resultados micro a los macro, sin embargo, el análisis empírico a nivel macro, no tiene porque necesariamente arrojar los mismos resultados que a nivel micro.

1.2 OBJETIVOS.

- I Evaluar los efectos de las imperfecciones en los mercados de capitales sobre las decisiones de inversión a nivel de empresa:

¹ Si bien, este porcentaje es modesto, porque en otros países como Reino Unido el porcentaje es de 174%, Estados Unidos 163%, España 72%, Italia 48% y Corea del Sur 35.7%, sin embargo, hay países como Brasil con el 20% y Argentina con solo el 15% que están por debajo del porcentaje de participación de México.

- I.1 Evaluar la existencia de restricciones de liquidez de las empresas que cotizan en la BMV.
- I.2 Probar si estas restricciones de liquidez han cambiado a través del tiempo.
- I.3 Evaluar diferencias en las restricciones de liquidez de acuerdo a diversas clasificaciones de las empresas tales como: tamaño, tendencia exportadora, sectores, disponibilidad de crédito, concentración, rentabilidad, madurez, etc.
- I.4 Evaluar la importancia del mercado de crédito sobre la inversión de las empresas que cotizan en la BMV.
- II Analizar el comportamiento de la inversión agregada:
 - II.1 Evaluar la importancia de algunos factores macroeconómicos como PIB, tipo de cambio real y otras variables sobre la inversión.
 - II.2 Realizar un estudio econométrico de corto y largo plazo de la inversión agregada.

1.3 PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

La inversión es una de las variables más importantes para explicar el crecimiento económico. En ello estriba la relevancia de conocer los factores que influyen sobre la misma. La teoría neoclásica de la inversión plantea que la q de Tobin recoge los costos de oportunidad de inversión de las empresas, el hecho de agregar variables financieras a este modelo no debería ser relevante, pero algunos estudios empíricos encuentran que tales variables sí son relevantes.

Nuevos modelos de inversión plantean esquemas innovadores ante escenarios de competencia imperfecta en los mercados de capitales e información asimétrica. Hay planteamientos que consideran que variables financieras pueden tener efectos sobre la economía real y que la incorporación de estas variables puede explicar mejor los niveles de inversión.

Mediante una modificación del modelo del acelerador es posible identificar la existencia de restricciones de liquidez por medio de la variable flujo de caja. Las restricciones de liquidez se pueden explicar al considerar problemas de información incompleta, selección adversa y riesgo moral, ya que las fuentes de fondos externos tienden a disminuir la oferta de fondos al agravarse dichos problemas.

Además de identificar las restricciones de liquidez, es importante conocer si la inversión de las empresas es afectada por variables agregadas como crédito, tasa de interés real, PIB, etc. y para ello se pretende determinar mediante un análisis de cointegración la relación de largo plazo a nivel macroeconómico que existe entre tales variables. Para este trabajo, se proponen las siguientes hipótesis.

1.4 HIPÓTESIS

- 1 Las empresas que cotizan en la BMV enfrentan restricciones de liquidez.
- 2 Las restricciones de liquidez se han incrementado a partir de la crisis de 1995.
- 3 Las empresas con posiciones financieras más sólidas presentan menores restricciones de liquidez que las empresas con posiciones financieras menos deseables.
- 4 El mercado de crédito influye de manera significativa sobre la inversión de las empresas que cotizan en la bolsa.
- 5 El entorno macroeconómico afecta significativamente la inversión.
- 6 La inversión agregada presenta cointegración con el PIB y el crédito agregado.

En este trabajo, se presenta evidencia econométrica sobre el impacto que tienen factores financieros como flujo de caja, ventas, así como el crédito agregado y el PIB en la inversión privada de las empresas. De igual forma se hace un estudio de series de tiempo con análisis de cointegración entre la inversión agregada, el crédito agregado, el Producto Interno Bruto y la tasa de interés de los Estados Unidos.

El resto del documento se organiza como sigue: en la parte dos se incluyen consideraciones teóricas y empíricas, destacando los antecedentes, donde se mencionan algunos de los trabajos similares que se han hecho sobre el tema, se presenta un modelo teórico sobre restricciones de liquidez y luego un modelo empírico. En la parte tres se incluye la metodología a utilizar en el presente trabajo, destacando panel de datos con efectos fijos, las pruebas de raíz unitaria para el análisis de la inversión a nivel agregado y se expone la teoría de cointegración, así como las fuentes de la información utilizada. En la parte cuatro se presenta el análisis empírico de las empresas que cotizan en la BMV, comprendiendo fundamentalmente el efecto del flujo de caja y ventas sobre la inversión aplicando el modelo del acelerador. En la quinta parte se analiza el efecto de variables macroeconómicas sobre la inversión a nivel de empresa, también

aplicando el modelo del acelerador. En la sexta parte se realiza un análisis macroeconómico sobre la inversión agregada con series de tiempo. Al final se presentan las conclusiones a las que se llega en este trabajo.

II.-CONSIDERACIONES TEÓRICAS Y EMPÍRICAS

2.1 ANTECEDENTES

2.1.1 Información asimétrica, costos de agencia y sustitución de costos externos e internos

Cuando no existen asimetrías de información, no hay costos de quiebra y existe un sistema legal perfecto, la decisión de inversión de las empresas, está supeditada únicamente a la demanda de inversión y no hay diferencia entre fondos internos y fondos externos, Modigliani- Miller (1958).

La inversión solo es motivada por el deseo de maximización de los accionistas y es independiente de factores financieros tales como emisión de acciones, nivel de apalancamiento o pago de utilidades. Sin embargo, cuando no se cumple el teorema de Modigliani-Miller, Bernanke et al. (1994) argumentan, que en un mundo con asimetrías de información entre prestamistas y prestatarios, con un sistema legal imperfecto, el costo de financiamiento externo invariablemente será más costoso que los fondos internos, porque se incurre en costos de agencia y la inevitable pérdida de peso muerto. El premio del financiamiento externo varía inversamente con la riqueza neta del prestatario, es decir, a mayor riqueza neta, menor premio por financiamiento y viceversa.

Stiglitz y Weiss (1981), muestran que asimetrías de información pueden causar racionamiento del crédito en el mercado de dinero. Dado que el riesgo de los proyectos es inobservable, los acreedores no pueden discriminar entre buenos y malos prestatarios. Cuando se incrementa la tasa de interés, los prestatarios relativamente buenos salen del mercado, incrementando la probabilidad de fracaso en los préstamos hechos y posiblemente las expectativas de ganancia de los acreedores decrezcan. En equilibrio

los acreedores pueden establecer un conjunto de tasas de interés que permita un exceso de demanda de préstamos para poder discriminar o racionar el crédito.

Myers y Majluf (1984) destacan problemas de información asimétrica en la emisión de acciones. Ellos muestran que si los inversionistas externos están menos informados que los gerentes del verdadero valor de la firma, entonces a causa de selección adversa, los inversionistas demandarán un premio mayor por la compra de las acciones en todas las firmas a fin de compensar las pérdidas incurridas en el financiamiento de firmas malas o “limones”, cuyos proyectos podrían tener un valor presente neto negativo.

Fazzari et al. (1989) desarrollan un modelo novedoso, en el cual aplican los modelos financieros para evaluar restricciones de liquidez: señalan que si la q de Tobin recoge las oportunidades de inversión de las firmas, el hecho de agregar otras variables a un modelo bien especificado, no debería aumentar su poder predictivo. Sin embargo, encontraron que la variable flujo de caja es altamente significativa, destacan que las empresas clasificadas *a priori* como restringidas muestran mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja, lo que podría ser un indicador de mayores restricciones de liquidez.

Bernanke y Gertler (1989), desarrollan un modelo neoclásico del ciclo económico real en el cual el estado de resultados de las empresas o la riqueza neta de los prestatarios es la fuente del dinamismo en la producción. Los autores presentan un análisis formal del papel de los estados financieros de los prestatarios y argumentan que en un marco del ciclo económico real bajo información asimétrica entre el prestatario y el acreedor existe una relación similar de riesgo moral entre el agente y el principal.

Asimismo, sostienen que bajo información asimétrica entre el empresario que solicita el crédito y toma las decisiones de inversión física de capital y el acreedor que proporciona el crédito, hay un problema de estado de verificación de costos, en donde la riqueza neta del prestatario guarda una relación inversa con los costos de agencia en que incurre el acreedor. Los autores concluyen que en épocas de auge económico los agentes tienen mayor riqueza neta y por tanto que los costos de agencia son más bajos durante la expansión de la economía. En periodos recesivos la riqueza neta es menor y los costos de agencia para la inversión son mayores. Consideran que los choques externos a la riqueza neta de los

prestatarios ocurren independientemente de la producción agregada y estos serán la fuente inicial de fluctuaciones reales de la economía.

Por otro lado, Hubbard (1998) argumenta, que durante los auges del ciclo económico se incrementan las oportunidades de inversión, porque las empresas tienen una riqueza neta mayor, reduciéndose los costos de financiamiento externo y estimulando la demanda de capital para las firmas que enfrentan costos de financiamiento externo. El mismo autor agrega que imperfecciones en los mercados de capitales implican que el financiamiento externo es más costoso que el financiamiento interno. Para ciertas oportunidades de inversión, costos de información y tasas de interés, las firmas con mayor riqueza neta pueden invertir más. Luego entonces, es lógico esperar que firmas con razones financieras más “holgadas” sean menos restringidas o la inversión sea menos sensible a variables de tipo financiero como ventas y flujo de caja.

Si las empresas no enfrentan restricciones de liquidez, el hecho de agregar variables de corte financiero a un modelo econométrico bien especificado, no aumentaría su nivel predictivo. Si a un modelo de inversión bien especificado, se le agregan variables como flujo de caja, que es una *proxie* de riqueza neta en trabajos empíricos, no debería aumentar su nivel predictivo, a menos que el costo de fondos externos sea más alto que los fondos internos. Entonces, se tendría que reconocer que los fondos externos no son sustitutos perfectos de los fondos internos, en presencia de imperfecciones en el mercado de capital y el flujo de caja de una empresa ayudará a predecir sus inversiones, ya que estas serían en su mayor parte autofinanciadas.

2.1.2 Criterios de clasificación de las empresas

Fazzari et al. (1988) utilizan un esquema más sofisticado para discernir los efectos de liquidez. Incluyen la “q” de Tobin² como una variable que captura la rentabilidad futura esperada en sus regresiones de inversión y que además se le atribuye un efecto acelerador de la inversión. Dividen las empresas en tres categorías que *a priori* enfrentarían diferentes niveles de restricciones de liquidez, respecto a la

² La q de Tobin se define como valor que el mercado otorga a las acciones mas deuda de corto y largo plazo menos inventarios divididos por el costo de reposición de los activos ajustados por consideraciones fiscales.

proporción de pago de dividendos sobre ingresos: Clase 1 si la proporción es menor de 0.1; clase 2 si su proporción está entre 0.1 y menor que 0.2 y la clase tres para el resto.

Señalan que una de las posibles razones por la que las empresas podrían pagar bajos dividendos es porque ellas requieren financiar la inversión que excede su flujo de caja interno y retienen todos los fondos de bajo costo que pueden generar. Plantean que la clase 1 es la mas restringida porque fue la que registró menor pago de dividendos. Al hacer sus pruebas econométricas encuentran un coeficiente de la variable flujo de caja mayor para las empresas clasificadas *a priori* como restringidas que para las no restringidas.

Hoshi et al. (1991) realizan un estudio sobre la inversión de las empresas japonesas en el cual clasifican las empresas por su afiliación al *keiretsu*, un gran grupo industrial asociado con los principales bancos. Se muestra que las firmas que pertenecen a este grupo industrial enfrentan menores costos de información en el financiamiento externo, hallándose que el flujo de caja tiene menores efectos sobre la inversión, manteniendo constantes las oportunidades de inversión para las firmas que pertenecen a este grupo, que para las que no forman parte de esta agrupación industrial.

Whited (1992) divide una muestra de empresas norteamericanas del sector manufacturero, en función de si la firma había emitido bonos o títulos de deuda al inicio del periodo y hace una submuestra de la razón deuda-bienes y la compara con la razón pago de intereses-flujo de caja, encontrando que estas variables tienen efectos significativos sobre la inversión.

Por su parte Gertler et al. (1994) hacen un estudio en el que clasifican las empresas del sector manufacturero por su tamaño. Encuentran que las empresas pequeñas son más vulnerables a choques de la política monetaria que las firmas grandes, es decir, durante periodos de contracción de la economía, el mercado de crédito es más restringido para las pequeñas empresas que para las grandes.

Los mismos autores señalan que un incremento de la tasa de interés debilita los estados de resultados de las empresas, a consecuencia de una reducción de sus flujos de caja y una reducción del colateral de las empresas. De lo anterior se infiere que las empresas con estados de resultados más precarios son más sensibles a choques de corte macroeconómico.

Sin embargo, no siempre los resultados son homogéneos. Devereux y Schiantarelli (1989) realizan un estudio similar en el Reino Unido, llevan a cabo pruebas de sensibilidad de la inversión al flujo de caja, clasificando las empresas por varios criterios como tamaño, edad y tipo de industria, encontrando que son más sensibles al flujo de caja las empresas grandes que las empresas pequeñas, este resultado es contrario al que ellos mismos esperaban, lo que indica que no toda la evidencia apunta en la misma dirección. En cuanto a la clasificación por edad de las empresas sus resultados son los esperados, es decir, encuentran mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja para las empresas recientes que para las más antiguas.

Gilchrist y Himmelberg (1995) indican que otros estudios posteriores, han utilizado otros criterios para clasificar a las empresas, tales como: tamaño, pago de dividendos y estructura de capital. Los mismos autores hacen un estudio econométrico con vectores autorregresivos en el cual se aísla el efecto del flujo de caja como una variable de pronóstico de la inversión y encuentran que para las empresas que cotizan en bolsa, la inversión es menos sensible a variaciones del flujo de caja, a diferencia de las empresas pequeñas que no tienen tan fácil acceso a los mercados de deuda y emisión de acciones, para las cuales la inversión parece ser altamente sensible a esta variable, efecto que se conoce como el “acelerador financiero”³.

Hubbard (1998) sugiere que a fin de identificar las firmas restringidas de las no restringidas, pueden utilizarse criterios como tamaño; antigüedad de la firma; relación con grupos industriales o grupos financieros; la emisión de bonos o papel comercial; o política de pago de dividendos. Estos criterios ayudarán a identificar si existe una brecha significativa entre el costo de financiamiento interno y externo.

2.2 MODELO TEÓRICO SOBRE RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ

A fin de sustentar el estudio de restricciones de liquidez, a continuación se estudia a Kaplan y Zingales (1997), quienes desarrollan teóricamente un modelo de inversión en el que la sensibilidad de la inversión al flujo de caja puede ilustrarse en un modelo simple de un periodo. Considerando una firma que elige un

³ Trabajos macroeconómicos argumentan que imperfecciones en los mercados de capitales pueden conducir a fluctuaciones del ciclo económico por la propagación de choques externos.

nivel de inversión que maximiza sus utilidades. El rendimiento para una inversión I está dado por una función de producción $F(I)$, donde $F' > 0$ y $F'' < 0$. La inversión puede financiarse ya sea por fondos internos (W) o con fondos externos (E). El costo de oportunidad de los fondos internos es igual al costo de capital R , el cual para simplificar el modelo se supone que es igual a 1. Por problemas de información asimétrica, costos de agencia o aversión al riesgo, suponen que los fondos externos generan una pérdida de peso muerto, mismo que es cargado a la firma. Este costo adicional de los fondos externos se representa por la función $C(E, k)$

donde

E es la cantidad de fondos externos

k es una medida de proporción del costo de los fondos externos e internos.

Es natural suponer que el costo total de los fondos externos se incrementa en la medida que se incrementen los problemas de información y costos de agencia

La empresa tiene el problema de maximización de la inversión tal que

$$\text{Max} F(I) - C(E, k) - I \tag{2.1}$$

$$\text{Sujeto a } I = E + W \quad \rightarrow E = I - W$$

Asumiendo que la función de costos es convexa⁴ en E y bien comportada, es decir que cumple con los supuestos de una función continua y que además es triplemente diferenciable. La condición de primer orden de la ecuación (2.1) está dada por

$$F_1(I) = 1 + C_1(I - W, k) \tag{2.2}$$

Donde $C_1(\cdot)$ representa la derivada parcial de la función de costos respecto a su primer argumento y $F_1(\cdot)$ la primera derivada de F con respecto a I . Los efectos de la disponibilidad de

⁴ Al hacer este supuesto se garantiza que la función de costos tiene un mínimo, su primer derivada es negativa y su segunda derivada es positiva. Por el contrario, si la función es cóncava, su primer derivada es positiva y su segunda derivada es negativa.

financiamiento interno sobre la inversión pueden obtenerse por diferenciación implícita de la ecuación (2.2)

$$F_{11}dI = C_{11}d(I - W) = C_{11}dI - C_{11}dW$$

factorizando y reorganizando términos

$$\frac{dI}{dW} = \frac{C_{11}}{C_{11} - F_{11}} \quad (2.3)$$

Dados los supuestos de concavidad de la función de producción y convexidad de la función de costos, el resultado de la ecuación anterior es necesariamente positivo. En otras palabras, en un mundo de mercado de capital imperfecto las inversiones son sensibles a los fondos internos mientras que en mercado de capital perfecto no lo son porque $C(\cdot) = 0$ y entonces $C_{11} = 0$

Similarmente es posible derivar la sensibilidad de la inversión a la restricción de financiamiento interno y externo.

Por diferenciación implícita de la ecuación (2.2) se obtiene

$$F_{11}dI = C_{11}d(I) + C_{12}dk \Rightarrow -C_{12}dk = C_{11}dI - F_{11}dI$$

$$\frac{dI}{dk} = \frac{-C_{12}}{C_{11} - F_{11}} \quad (2.4)$$

La cual es negativa si el costo marginal del aumento del financiamiento externo es creciente en k , es decir, si $C_{12} > 0$. Por un lado, la estimación de la sensibilidad de la inversión al flujo de caja es generalmente positiva y significativa para todas las firmas, sugiriendo que todas las firmas son restringidas en algún sentido.

Artículos previos se enfocan sobre diferencias de sección cruzada en la sensibilidad de la inversión entre grupos de firmas que probablemente tienen restricción diferente entre los fondos internos y externos. Pero esto corresponde a ver las diferencias en $\frac{dI}{dW}$ como una función de W o k . Tal ejercicio es significativo únicamente si la sensibilidad de la inversión al flujo de caja es

monotónicamente decreciente con respecto a W (o creciente con respecto a k), es decir, solo si

$\frac{d^2 I}{dW^2}$ es negativa o $\frac{d^2 I}{dWdk}$ es positiva. De la ecuación (2.3) se obtiene

$$\begin{aligned} \frac{d^2 I}{dW^2} &= \frac{[(C_{11} - F_{11}) \frac{d}{dW} C_{11} - C_{11} \frac{d}{dW} (C_{11} - F_{11})]}{(C_{11} - F_{11})^2} \\ &= \frac{[(C_{11} - F_{11})(-C_{111}) - C_{11}(-C_{111} - F_{111})]}{(C_{11} - F_{11})^2} \\ &= \frac{[F_{11} C_{111} + C_{11} F_{111}]}{(C_{11} - F_{11})^2} \text{ multiplicando por } \frac{[C_{11} - F_{11}]}{[C_{11} - F_{11}]} \text{ y sustituyendo } F_{111} \text{ por } C_{111} \text{ se obtiene.}^5 \end{aligned}$$

$$\frac{d^2 I}{dW^2} = \frac{(F_{111} C_{11}^2 - C_{111} F_{11}^2)}{(C_{11} - F_{11})^3} \quad (2.5)$$

Si tanto $C_{11}()$ y $F_{11}()$ son diferentes de cero, la ecuación (2.5) se multiplica por

$$\left[\frac{F_{11}^2 C_{11}^2}{F_{11}^2 C_{11}^2} \right] \text{ y se obtiene}$$

$$\frac{d^2 I}{dW^2} = \left[\left(\frac{F_{111}}{F_{11}^2} \right) - \left(\frac{C_{111}}{C_{11}^2} \right) \right] \frac{(F_{11}^2 C_{11}^2)}{(C_{11} - F_{11})^3} \quad (2.6)$$

Dado que el Segundo término es siempre positivo, entonces $\frac{d^2 I}{dW^2}$ es negativo sí y solo sí

$$\left[\left(\frac{F_{111}}{F_{11}^2} \right) - \left(\frac{C_{111}}{C_{11}^2} \right) \right] \text{ es negativo. En este estudio se supone que esta condición se cumple, es decir que}$$

existe una relación entre la curvatura de la función de producción y la función de costos.⁶

2.3 MODELO EMPÍRICO DEL ACELERADOR FINANCIERO

⁵ La tercera derivada de la función de producción (F_{111}) respecto a W es la misma que la tercer derivada de la función de costos (C_{111}) cuando se deriva respecto a W .

⁶Kaplan y Zingales (1997) critican la metodología de Fazzari et al. (1988) argumentando que no necesariamente existe una relación monotónica entre sensibilidad de la inversión al flujo de caja. Argumentan que la relación entre la magnitud del coeficiente sobre el flujo de caja y el grado de restricciones de liquidez es ambigua.

Una vez que hemos visto que la inversión de las empresas puede ser sensible a variables financieras como flujo de caja. Ahora vamos a estudiar un modelo empírico.

Fazzari et al. (1988) parten del precepto que si las imperfecciones de mercado ocasionan que las firmas enfrenten restricciones financieras, entonces *proxies* de los fondos internos o de liquidez, puede afectar la inversión de las firmas. Plantean el modelo Q de inversión como

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = a_i + bQ_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.7)$$

Donde i denota la firma y t el periodo de tiempo, K es el acervo de capital e I la inversión, Q es el valor ajustado de la q de Tobin al inicio del periodo, a_i es la constante específica de la firma que representa el valor normal de largo plazo de la proporción inversión – capital, por último, ε_{it} es el término de error. El valor del coeficiente b está inversamente relacionado con el costo marginal de ajuste del acervo de capital.

En ausencia de información asimétrica, entre el prestatario y el acreedor, toda la información disponible para guiar las decisiones de inversión, se concentra en la Q . Si el modelo está bien especificado, la magnitud de los fondos internos conocida por el mercado no debería aumentar el poder explicativo mas allá de la Q . Para probar lo anterior los autores utilizan el flujo de caja de la empresa como una medida de los fondos internos y la estiman como

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = a_i + bQ_{it} + c \left(\frac{CF_{it}}{K_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{it} \quad (2.8)$$

En ausencia de fricciones en el mercado de capitales el coeficiente c debería ser cero, en la medida que Q controle adecuadamente las oportunidades de inversión; un valor significativo y positivo de c corresponde a la aceptación del modelo de imperfecciones de mercado de crédito y se sugiere la presencia de restricciones financieras.

Si los fondos internos y externos no son sustitutos perfectos, es decir, si los fondos externos son más costosos que los internos (por cuestiones impositivas, costos de transacción o costos de información, riesgo moral y costos de monitoreo), hacer pago sustancioso de dividendos cuando se tienen buenas

oportunidades de inversión no sería consistente con la idea de maximización. Entonces, si las restricciones financieras son importantes, la inversión de las firmas ante buenas perspectivas de inversión que retienen todas o casi todas sus ganancias, probablemente serán mas sensibles al flujo de caja que las firmas que no aplican la retención de ganancias.

Para evaluar la Inversión se usa el modelo del acelerador⁷ con modificaciones al modelo utilizado por Fazzari et al. (1988) quedando de la forma siguiente.

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = v_i + \frac{\beta \Delta (Ventas_{it})}{K_{i,t-1}} + \gamma \left(\frac{CF_{it}}{K_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{it} \quad (2.9)$$

I_{it} = Inversión de la empresa i en tiempo t

$\Delta(Ventas_{it})$ = Primer diferencia en ventas de la empresa i en el tiempo t

CF_{it} = Flujo de caja de la empresa i en el tiempo t

$K_{i,t-1}$ = Capital de la empresa i con un rezago

v_i = término de efectos específicos de cada empresa

ε_{it} = término de error⁸

β y γ son los parámetros a estimar

La idea subyacente en el modelo del acelerador financiero como este, es que una alta tasa de crecimiento en las ventas presentes y pasadas provocarían expectativas favorables sobre las ventas futuras, incentivando a una mayor producción e inversión de la empresa, repitiéndose cíclicamente como un proceso de aceleración por las ventas.

Hubbard et al. (1993) sugieren que el hecho de incluir variables que tomen en cuenta las condiciones macroeconómicas, mejorará el poder explicativo del modelo. Por eso se amplía el modelo

⁷ En la literatura empírica se han hecho pruebas con la q de Tobin o la Q marginal, pero se necesitan datos del valor de reemplazo de los activos, mismos que la base de datos de Infosel Financiero no los contiene. Además de la ecuación del acelerador, también se han hecho pruebas con el Modelo de Corrección de Error y la Ecuación Euler.

⁸ Se asume que el término de perturbación tiene la forma $\varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$ tal que el primer miembro del lado derecho de la igualdad está correlacionado con las variables explicatorias y el segundo miembro es independiente entre el tiempo y los efectos individuales.

considerando el modelo del acelerador con otras variables de corte macroeconómico como PIB, tasa de interés, tipo de cambio real y crédito privado.

$$\frac{I_t}{K_{t-1}} = v_t + \frac{\beta \Delta (Ventas_t)}{K_{t-1}} + \gamma \left(\frac{CF_t}{K_{t-1}} \right) + \lambda(\text{variables macroeconómicas}) + \varepsilon_{it} \quad (2.10)$$

Bernanke y Gertler (1989) sugieren la existencia de un “acelerador financiero”, en el que el desarrollo endógeno en el mercado de crédito opera para propagar y amplificar choques a nivel macroeconómico. Tal mecanismo involucra el vínculo entre financiamiento externo y la premia correspondiente con la riqueza neta de los prestatarios en un esquema de información asimétrica. Tales asimetrías de información hacen inaplicable el teorema de Modigliani –Miller, abriendo la posibilidad de una interesante interacción entre factores reales y factores financieros de la economía.

III. METODOLOGÍA

A fin de comprobar las hipótesis planteadas anteriormente, se aplica la siguiente metodología dividida en dos grandes apartados: la sección de análisis de panel de datos con información micro al nivel de empresa y la sección de series de tiempo que comprende el análisis de cointegración de la inversión agregada, PIB y crédito.

En la primer sección se clasifican las empresas de acuerdo a su industria o rama productiva a la que pertenecen: Sector Comercio; Industria de la Transformación; Comunicaciones y transportes; Industria Extractiva; Servicios; industria de la Construcción; y varios; con base en esta clasificación se corre una serie de regresiones de tipo panel de datos con efectos fijos para establecer que sector productivo resulta más sensible a las variables financieras como flujo de caja, ventas y otras variables macroeconómicas.

Se obtienen índices de concentración industrial considerando las ventas totales de cada empresa por industria utilizando la proporción de concentración para clasificar a las empresas como concentradas y no concentradas. Se evalúa el comportamiento financiero de las empresas calculando razones de

rentabilidad y agrupándolas como rentables y no rentables. También se clasifican como más endeudadas y menos endeudadas (todas están endeudadas), utilizando su razón de endeudamiento. Por su razón de liquidez se agrupan como líquidas, medianamente líquidas y no líquidas. Además se clasifican las empresas como maduras y recientes según su fecha de fundación y en todos los casos se evalúa la sensibilidad de la inversión al flujo de caja y otras variables financieras.

Se estudia el comportamiento de las empresas con respecto a su inversión y como responde ésta a factores macroeconómicos como variaciones en el tipo de cambio real, el mercado de crédito, el PIB, etc. Para realizar esta evaluación se estima la ecuación de tipo acelerador y se recurre a los métodos econométricos realizando regresión múltiple de tipo panel por Mínimos Cuadrados generalizados con efectos fijos para las variables en los trimestres de 1993:1 al 2001:2. Este método se prefiere porque se parte del supuesto que existe heteroscedasticidad en las observaciones, es decir, hay dispersión desigual en las observaciones o registran varianzas diferentes.

A fin de tener una visión más completa sobre la inversión, en el segundo gran apartado se realiza un análisis macroeconómico y se llevan a cabo pruebas de cointegración entre la inversión agregada, PIB y crédito. Además se hace un ejercicio con la tasa de interés externa. Primero se llevan a cabo las pruebas de raíz unitaria para identificar el orden de integración, después se realizan las pruebas de cointegración de Engle y Granger, la prueba de Johansen y el Modelo de Corrección de Error. Finalmente, se realiza una evaluación de los resultados obtenidos en los ejercicios anteriores. El periodo de análisis de los datos agregados es del primer trimestre de 1981 al segundo trimestre del 2001.

3.1 PANEL DE DATOS CON EFECTOS FIJOS.

El análisis de la inversión agregada a nivel de empresas, se realiza con la metodología de panel de datos con efectos fijos, por lo que a continuación se describe brevemente este procedimiento. Siguiendo la exposición de panel de datos desarrollada en Johnston y DiNardo (1997) tenemos.

Sea y_{it} el valor de la variable dependiente para la unidad (empresa) i de sección cruzada en el tiempo t , donde $i=1, \dots, n$ y $t=1, \dots, T$

X_{it}^j = El valor de la j -ésima variable explicatoria para la unidad i en el tiempo t , donde hay K variables explicatorias indexadas por $j=1, \dots, T$

Un Panel Balanceado. Es cuando se tiene el mismo número de observaciones por cada unidad de sección cruzada de tal forma que el número total de observaciones es n por T . Cuando $n=1$ y T es grande se tiene el caso típico de series de tiempo.

Cuando $T=1$ y n es grande se denomina datos de sección cruzada.

A nosotros nos interesa cuando $n > 1$ y $T > 1$, siendo el caso representativo de Panel de Datos (en nuestro estudio $n = 67$ y $T = 34$) porque vamos a trabajar con 67 emisoras durante 34 trimestres, dando un total de 2278 observaciones.

La forma más común de representar una ecuación de panel de datos es usando su forma matricial, tal que

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} \quad X_i = \begin{bmatrix} X_{i1}^1 & X_{i1}^2 & \dots & X_{i1}^k \\ X_{i2}^1 & X_{i2}^2 & \dots & X_{i2}^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{iT}^1 & X_{iT}^2 & \dots & X_{iT}^k \end{bmatrix} \quad \varepsilon_i = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{bmatrix} \quad (3.1)$$

donde ε_{it} se refiere al término de perturbación para la i -ésima unidad en el tiempo t . A menudo los datos agrupados se representan en la forma

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad x = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{bmatrix} \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (3.2)$$

Donde y es $nT \times 1$, X es $nT \times k$, ε es $nT \times 1$. El modelo lineal estándar puede expresarse como

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (3.3)$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}$$

Si tomamos un modelo del tipo:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (3.4)$$

en el cual se asume que $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ para toda i y tiempo t . Esto significa que para un individuo dado, las observaciones son serialmente no correlacionadas entre los individuos y el tiempo, los errores son homoscedásticos o de igual dispersión, estos supuestos corresponden al modelo lineal clásico y los estimadores son los mejores estimadores lineales insesgados (MELI).

Ante una ecuación del tipo

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (3.5)$$

En el que el número de observaciones individuales es mayor que el número de periodos, respecto al término de perturbación puede asumir la forma

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it} \quad (3.6)$$

Donde α_i es el efecto individual, varía entre los individuos o las unidades de sección cruzada, pero es constante en el tiempo, esta parte puede o no estar correlacionado con las variables explicatorias.

El término η_{it} varía independientemente entre el tiempo y los efectos individuales, la noción intuitiva es que ésta parte tiene mayor probabilidad de ser parecida para el mismo individuo en dos periodos diferentes, que para dos individuos diferentes en dos periodos también diferentes.

En panel de datos hay dos variantes:

- a) Efectos aleatorios. Si el término α_i no está correlacionado con X_{it} o las variables explicatorias
- b) Con efectos fijos. Si α_i está correlacionado con X_{it}

Sea el siguiente modelo de efectos fijos:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + Z_i\delta + \varepsilon_{it} \quad (3.7)$$

Donde \mathbf{X} = Una matriz de las variables explicatorias que varían en el tiempo y entre los individuos.

\mathbf{Z} = Una matriz de variables observadas por el econometrista que varía entre los individuos, pero para cada individuo es constante entre los periodos.

El término de perturbación tiene la forma $\varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$

Haciendo los siguientes supuestos:

$$\begin{aligned} E[\eta] &= 0 & E[\eta\eta'] &= \sigma^2_\eta I_{nT} \\ E[\alpha_i, \alpha_j] &= 0, \text{ para } i \neq j & E[\alpha_i, \alpha_i] &= \sigma^2_\alpha & (3.8) \\ E[\alpha_i, \eta_{jt}] &= 0 & E[\alpha_i] &= 0 \end{aligned}$$

Donde todos los valores esperados son condicionales de \mathbf{X} y \mathbf{Z} . La diferencia sustantiva entre este caso y el modelo de efectos aleatorios es que al considerar el efecto específico individual α_i está correlacionado con X_{it} . Si se denomina a $W_{it} = [X_{it} Z_i]$ y se asume que

$$E[W'_{it} \varepsilon_{it}] \neq 0 \quad (3.9)$$

Se hace hincapié que las variables independientes están correlacionadas con α_i .

Al no cumplirse la condición de ortogonalidad tiene importantes implicaciones⁹. Si se realizara una estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) en un modelo de dos periodos tal que el primer periodo fuese

⁹ En el Método Generalizado de Momentos (MGM) $E[g(y,x,\theta)]=0$ donde $g(\cdot)$ es una función continua para (y,x) y el parámetro θ .

$$Y_{i1} = X_{i1}\beta + Z_{i1}\delta + \varepsilon_{i1} \quad (3.10)$$

A diferencia del método de efectos aleatorios una consecuencia de la ecuación (3.9) es que con MCO será sesgada. Se podría correr una regresión de la forma

$$\alpha_i = W_{i1}\Pi + error \quad (3.11)$$

Donde Π de esta proyección lineal poblacional es el sesgo.

Si $\hat{\beta}_2$ es el coeficiente de la segunda variable explicatoria por MCO de la ecuación (3.10) y Π_2 el parámetro de la población de la misma variable explicatoria en la proyección lineal descrita en (3.11). Se puede escribir $(p \text{ lim})\hat{\beta}_2 = \beta_2 + \Pi_2$ donde β_2 es el verdadero valor poblacional del coeficiente de la segunda variable explicatoria.

Haciendo un procedimiento análogo para el segundo periodo, la estimación de MCO es

$$Y_{i2} = X_{i2}\beta + Z_{i2}\delta + \varepsilon_{i2} \quad (3.12)$$

Lo trascendente de las ecuaciones (3.10) y (3.12) es que si son representaciones válidas del mundo real, cualquier combinación lineal de esta relación también es válida.

$$Y_{i1} = X_{i1}\beta + Z_{i1}\delta + \varepsilon_{i1}$$

$$Y_{i2} = X_{i2}\beta + Z_{i2}\delta + \varepsilon_{i2}$$

$$Y_{i2} - Y_{i1} = (X_{i2} - X_{i1})\beta + (Z_{i2} - Z_{i1})\delta + (\varepsilon_{i2} - \varepsilon_{i1})$$

$$\Delta Y = \Delta X\beta + \Delta Z\delta + \Delta\varepsilon \quad (3.13)$$

Donde Δ es el operador de diferencia, así ΔX es $X_{i2} - X_{i1}$

Una expresión equivalente de la ecuación (3.13) es

$$\Delta Y = \Delta X\beta + \Delta\eta \quad (3.14)$$

Donde los términos Z_i y α_i son invariantes en el tiempo, pueden cancelarse del operador de diferencias, recordemos que $\varepsilon_{i1} = \alpha_i + \eta_{i1}$. La diferencia clave de esta última expresión (3.14) y las

versiones no transformadas de (3.10) y (3.12) es que ahora se tiene la condición necesaria de ortogonalidad sobre la ecuación transformada, tal que

$$E[\Delta X' \Delta \eta] = 0 \quad (3.15)$$

Esto implica que una regresión de MCO sobre los datos transformados se obtienen estimadores insesgados de los coeficientes de las variables \mathbf{X} , y esta es la esencia del modelo de efectos fijos.

Si los efectos están no correlacionados con las variables explicatorias, los estimadores de efectos aleatorios son consistentes y eficientes. El estimador de efectos fijos es consistente, pero no eficiente. Si los efectos están correlacionados con las variables explicatorias, el estimador de efectos fijos es consistente y eficiente, pero el estimador de efectos aleatorios ahora es inconsistente.

Para discernir entre el método de efectos fijos y el método de efectos aleatorios, se puede apoyar en la prueba de Hausman¹⁰ aunque en la literatura hay mayor inclinación por el método de efectos fijos, porque es más probable que los efectos individuales del término de perturbación estén correlacionados con los regresores de interés.

3.2 PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA.

Antes del auge de los estudios de series de tiempo, era común encontrarse con regresiones de tipo espurio, a consecuencia de la omisión de las pruebas de raíz unitaria y el análisis de cointegración. Debe tenerse presente, que en la economía no necesariamente se trabaja con series estacionarias, por lo que deben realizarse las pruebas correspondientes de raíz unitaria para identificar si las series son estacionarias a niveles o en primera o segunda diferencia estacionaria.

Fundamentalmente hay dos métodos para identificar no estacionariedad en las series: la aplicación de juicios arbitrarios a través de la inspección visual de los gráficos y el correlograma (enfoque Box-Jenkins) y las pruebas estadísticas formales de raíz unitaria. La revisión del correlograma debe incluir un número de rezagos suficientes para visualizar la autocorrelación existente. Se dice que una serie

¹⁰ La prueba se describe como $H = (\hat{\beta}_{fs} - \hat{\beta}_{as}) (\Sigma_{as} - \Sigma_{fs})^{-1} (\hat{\beta}_{fs} - \hat{\beta}_{as})$ y se distribuye asintóticamente como una χ^2 con k grados de libertad bajo la hipótesis nula que el estimador de efectos aleatorios es correcto.

es estacionaria si en los primeros rezagos se tienen coeficientes de autocorrelación bajos, de tal forma que con pocos rezagos la autocorrelación llegue a cero. Para el caso de series no estacionarias, estas muestran correlogramas que aún con un número grande de rezagos su coeficiente de autocorrelación no se desvanece. Sin embargo, Maddala (1998) refiere que este método puede ser susceptible de errores de apreciación, por lo que no es muy confiable, sin embargo, puede dar una intuición rápida del orden de integración de las series.

Las pruebas estadísticas son más robustas. Existen varios métodos para probar raíz unitaria, pero en este estudio, solo se realiza la prueba de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentada y la prueba Phillips-Perron, las cuales se utilizan mayormente en estudios de series de tiempo. Tales pruebas pueden hacerse con tendencia e intercepto, intercepto o ninguna de las dos, esta información se obtiene de su gráfico respectivo.

3.2.1 Prueba Dickey-Fuller

Como una respuesta al problema de la subjetividad en la visualización del correlograma del enfoque Box-Jenkins, Dickey-Fuller desarrollaron una prueba estadística, basada en que los errores están independiente e idénticamente distribuidos.

Considere un proceso autorregresivo de primer orden dado por el siguiente modelo

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

Donde ε_t es el término de perturbación estocástica o ruido blanco, es decir que sigue los supuestos clásicos (media cero, varianza constante y no existe autocorrelación). Si se efectúa una regresión como la anterior y se encuentra que $\rho = 1$ entonces se dice que la variable Y_t tiene raíz unitaria es decir, no es estacionaria. En el modelo anterior sería una caminata aleatoria.

Si a la ecuación (3.16) restamos Y_{t-1} en ambos lados, y factorizamos los términos comunes, nos resulta.

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

donde $\delta = (\rho - 1)$ y Δ es el operador de diferencias, como anteriormente habíamos indicado que si $\rho = 1$ entonces la variable dependiente es no estacionaria, ahora con la transformación implica que $\delta = 0$ y si ese es el caso entonces se cancela el primer término del lado derecho de la ecuación (3.17) y nos queda la igualdad

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = \varepsilon_t \quad (3.18)$$

La ecuación anterior nos indica que la primera diferencia de una caminata aleatoria es estacionaria, porque como se estableció al principio ε_t sigue los supuestos clásicos.

Cuando una serie de tiempo que en niveles es no estacionaria y que ha sido diferenciada una vez y la serie resultante es estacionaria, entonces la serie original es integrada de orden uno y se denota como $I(1)$, en forma similar si la serie es diferenciada d veces para hacer estacionaria la serie original, se dice que es integrada de orden d y se denota por $I(d)$.

En paquetes estadísticos y econométricos como EViews realizan la prueba Dickey-Fuller (DF). Esta prueba se aplica a las regresiones en las formas siguientes cuando el número de rezagos es cero.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{prueba DF sin intercepto} \quad (3.19)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{prueba DF con intercepto} \quad (3.20)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{prueba DF con intercepto y tendencia} \quad (3.21)$$

Si el término de error ε_t está autocorrelacionado, las ecuaciones anteriores se modifican agregando la variable dependiente con rezagos desde uno hasta n transformándose en la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF).

3.2.2 Prueba Dickey-Fuller Aumentada

El enfoque de la prueba Dickey Fuller Aumentada controla correlación de orden superior por la adición de términos en diferencia de la variable dependiente Y del lado derecho de la ecuación en la forma:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha \sum_{i=1}^{k} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

La hipótesis nula de la ecuación anterior es que $H_0: \delta=0$ indica que la serie es estacionaria, mientras que la hipótesis alternativa es $H_a: \delta < 0$ es no estacionaria. Por tanto los valores críticos serán negativos, por lo que si se obtiene un valor inferior a esos valores críticos del estadístico de prueba, se rechazará la hipótesis nula. Debe destacarse que la distribución asintótica del estadístico t sobre δ es independiente del número de rezagos de las primeras diferencias incluidas en la regresión, pero los valores de la t no son aplicables y se deben usar los valores críticos dados por Dickey – Fuller y después calculados por MacKinnon.

3.2.3 Prueba Phillips-Perron

Phillips y Perron (1988) sugieren transformar los estadísticos de la prueba Dickey – Fuller para hacerlos compatibles con la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en el término de perturbación. La idea es utilizar los residuos estimados ε_t en la regresión de Dickey – Fuller para corregir el estadístico asociado a los parámetros.

La prueba Phillips-Perron (PP) parte de un proceso autorregresivo de primer orden [AR(1)] de la forma

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.23)$$

A diferencia de la prueba ADF, que controla autocorrelación serial de orden superior agregando términos en diferencia del lado derecho de la ecuación, la PP corrige el estadístico t del coeficiente de la regresión de AR(1) para considerar la correlación serial en los términos de perturbación ε_t . La corrección es no paramétrica desde que se usa un estimado del espectro de ε a frecuencia cero y es robusto a heteroscedasticidad y autocorrelación desconocidas. EViews usa un estimador de autocorrelación y heteroscedasticidad de Newey-West que consiste en la siguiente expresión.

$$w^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \gamma_j, \text{ tal que } \gamma_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j} \quad (3.24)$$

Donde q es el rezago de trunque. La PP se calcula como

$$PP = \frac{\gamma_0^{1/2} t_h}{w} - \frac{(w^2 - \gamma_0) Ts_h}{2w\hat{\sigma}} \quad (3.25)$$

donde t_h, s_h son los estadísticos t y error estándar de β , mientras que $\hat{\sigma}$ es el error estándar de la regresión.

Algunos autores señalan que ésta prueba es más robusta para probar raíz unitaria, sin embargo, Maddala indica que esta prueba no paramétrica tiene serias distorsiones de tamaño en muestras finitas cuando el proceso generador de datos tiene predominancia de autocorrelación negativa en primeras diferencias. Cuando este sea el caso, la prueba ADF es más confiable que la prueba PP, de ahí la razón de realizar tanto la prueba DF, DFA y PP. El autor se inclina por el uso de modificaciones a prueba PP, sugerida por Perron y Ng (1996), pero aún existe debate sobre este punto, por lo que me abstengo de incluir estas pruebas.

3.3 TEORÍA DE COINTEGRACIÓN

El concepto de cointegración fue introducido por Granger en 1981. Suponga que consideramos dos variables X_t y Y_t que son integradas de orden uno $I(1)$. Entonces se dice que están cointegradas si existe una α tal que la combinación lineal de

$$Z_t = Y_t - \alpha X_t \quad (3.26)$$

es $I(0)$ si es así, se dice que están cointegradas y se denota como $CI(1,1)$. Mas generalmente, si Y_t es $I(d)$ y X_t es también $I(d)$, entonces X_t y Y_t son $CI(d,b)$, si $Y_t - \alpha X_t$ es $I(d-b)$ con $b > 0$. El parámetro α es el factor de cointegración y en forma general $(1-\alpha)$ es el vector de cointegración. La Cointegración de las series implica que las desviaciones del valor de equilibrio son estacionarias, con varianza finita, aunque las series en sí mismas sean no estacionarias y tengan varianza infinita.

Si X_t y Y_t no están cointegradas, es decir, si $Z_t = Y_t - \alpha X_t$ y Z_t también es $I(1)$, significa que X_t y Y_t podría apartarse una de la otra en el tiempo. En términos más simples cointegración implica que entre dos variables hay una relación de largo plazo, manteniendo una relación similar en el tiempo.

El análisis de cointegración implica la determinación de las relaciones de largo plazo que existen

entre las variables. Engle y Granger (1987) proveen un análisis general en términos de procesos $I(1)$ que para volverse estacionarios deben ser diferenciados d veces.

Si una serie de tiempo X_t es $I(0)$, entonces es estacionaria, mientras que si es $I(1)$ su primera diferencia es estacionaria.

Si $X_t \sim I(0)$ y tiene media cero entonces tiene además las siguientes propiedades:

- La varianza de X_t es finita
- Una innovación solo tiene un efecto temporal sobre el valor de X_t ,
- La autocorrelación ρ_k decrece estacionariamente en magnitud para k suficientemente largos así que su suma es finita.

Si $X_t \sim I(1)$ con $X_0 = 0$ entonces

- La varianza de X_t tiende a infinito conforme t tiende a infinito
- Una innovación tiene un efecto permanente sobre el valor de X_t , porque X_t es la suma de todos los cambios anteriores
- La autocorrelación ρ_k tiende a 1 para toda k conforme t tiende a infinito.

La suma de una serie que es $I(0)$ y otra que es $I(1)$, la resultante es también $I(1)$. Además si a y b son constantes y $b \neq 0$ y si $X_t \sim I(1)$, entonces $a + bX_t$ es también $I(1)$.

3.3.1 Metodología de Engle y Granger

Para la realización de la prueba de cointegración de Engle y Granger se requiere saber el orden de integración de las variables a utilizar, porque si resultara que las series son $I(0)$, las relaciones de pronóstico son totalmente válidas y no es necesario probar cointegración entre ellas. Cuando el orden de integración es diferente, la varianza de cada proceso también es diferente. Si Y_t es una variable $I(0)$ y X_t es $I(1)$ el estimador de MCO de la regresión Y_t sobre X_t converge asintóticamente a cero, porque la varianza de X_t se incrementa conforme se incrementa t . Si la serie tiene raíz unitaria, esto es, si $\rho = 1$ la

varianza del proceso Y_t crece con el tiempo. Esto implica que el estimador de MCO de los parámetros autorregresivos $\hat{\rho}$ es la proporción de la covarianza de Y_t y Y_{t-1} a la varianza de Y_t y la $\text{var}(Y_t) \rightarrow \infty$, conforme $t \rightarrow \infty$. El estimador $\hat{\rho}$ de MCO no sigue la distribución normal asintótica cuando el verdadero parámetro autorregresivo es $\rho = 1$. Entonces la prueba t o prueba F en que se basa el estimador de MCO no sigue la distribución convencional. La hipótesis nula en la prueba de raíz unitaria es $H_0: \rho = 1$ contra la $H_a: \rho < 1$.

Sabiendo que las series a utilizar son integradas de primer orden, la prueba de Engle y Granger requiere correr una regresión por mínimos cuadrados ordinarios con las variables, posteriormente correr una regresión auxiliar con los residuos, si en este análisis se encuentra que los residuos son estacionarios, entonces existe cointegración entre las variables, si se encontrara que los residuales tienen también raíz unitaria, entonces no existe cointegración entre las variables y estaríamos ante un problema de regresión espuria o degenerativa.

Con relación a las regresiones espurias, Maddala (1998) refiere que Granger y Newbold (1974) presentaron algunos ejemplos con datos generados artificialmente, donde los errores u_t y v_t de dos procesos de caminata aleatoria, eran generados independientemente, así que no había relación entre X_t y Y_t , pero la correlación entre Y_t y Y_{t-1} así como X_t y X_{t-1} era alta. La regresión de Y sobre X daba una R^2 muy alta, pero un coeficiente Durbin-Watson muy bajo. Cuando la regresión se corría en primeras diferencias la R^2 era cercana a cero y ahora el coeficiente Durbin-Watson era muy cercano a 2.

Demostrando que no había una relación entre X y Y , donde la R^2 obtenida era espuria.

Sea la ecuación cointegradora la siguiente

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

donde X_1 y X_2 son procesos estocásticos no estacionarios, cada uno es $I(1)$. A pesar de esto, la combinación lineal de estas dos variables podría ser estacionaria, mas específicamente si se escribe la ecuación anterior como

$$\varepsilon_t = Y_t - \alpha_0 - \alpha_1 X_{1t} - \alpha_2 X_{2t} \quad (3.28)$$

si se encuentra que ε_t es $I(0)$ o estacionaria, entonces las variables Y_t , X_{1t} y X_{2t} están cointegradas, es decir, están sobre la misma longitud de onda y la regresión no es espuria.

3.3.2 Metodología de Johansen

El procedimiento de Johansen aplica el criterio de máxima verosimilitud al modelo de Vectores Autorregresivos, suponiendo que los errores son gaussianos. El punto de partida es un Vector autorregresivo (VAR) de orden p :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t \quad (3.29)$$

Donde Y_t es un vector de k variables no estacionarias $I(1)$, A_1, A_2, \dots, A_p son matrices $k \times k$, X_t es un vector de variables determinísticas y ε_t es un vector k -dimensional de innovaciones. Con $E(\varepsilon_t) = 0$ y Σ es definida positiva. El VAR se puede escribir como

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t \quad (3.30)$$

$$\text{donde } \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad \text{para } j=2, \dots, k \quad (3.31)$$

Dado que la serie original es integrada de orden uno $I(1)$ entonces $\Delta Y_t, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$ son $I(0)$, sin embargo, Y_{t-1} es $I(1)$. A fin que la ecuación sea consistente, Π no debe ser de rango completo. $\Pi = \alpha\beta'$ donde α es una matriz $r \times n$. Entonces $\beta' Y_{t-1}$ son las r variables cointegradas, β' es la matriz de coeficientes de los vectores de cointegración y α tiene la interpretación de la matriz de términos de corrección de error. Para determinar el número de vectores de cointegración Johansen sugiere dos pruebas: la prueba de la traza y la prueba de máximo Eigenvalor. Al procedimiento de Johansen también se le llama regresión de rango reducido.

Los elementos de α se conocen como los parámetros de ajuste en el modelo de corrección de error. El método de Johansen consiste en estimar la matriz Π en forma no restringida y entonces probar

si nosotros podemos rechazar las restricciones implicadas por la matriz Π de rango reducido. Si se tienen k variables endógenas y cada una de ellas tiene raíz unitaria, el número de vectores de cointegración linealmente independientes que puede haber entre k variables integradas del mismo orden es $k-1$. Al número de vectores de cointegración linealmente independientes se le denomina rango de cointegración.

Si no hay relaciones de cointegración el análisis estándar de series de tiempo, tales como VAR no restringidos puede aplicarse a las primeras diferencias de los datos. Si hay solo una ecuación de cointegración en el sistema, entonces una sola combinación lineal de los niveles de las series endógenas, $\beta'Y_{t-1}$, podría agregarse a cada ecuación en el VAR. Si hay exactamente k relaciones de cointegración, ninguna de las series tiene raíz unitaria y el VAR puede especificarse en términos de los niveles de todas las series. En algunos casos las pruebas individuales de raíz unitaria mostrarán que algunas de estas series están integradas, pero la prueba de Johansen muestra que el rango de cointegración es k . Esta contradicción aparente puede ser el resultado de un error de especificación.

Para la elección del número de rezagos, se guía por los criterios convencionales, eligiendo aquellos cuyos valores de los estadísticos de Akaike y Schwarz sean los más pequeños y ante la disyuntiva entre el criterio de uno y otro, se recurre al estadístico de máxima verosimilitud o se elige el que implique menores rezagos para no suprimir más grados de libertad.

Los principales problemas en la prueba de Johansen son sensibilidad de especificación de los rezagos y considerables distorsiones de tamaño en las pruebas para segundo y subsecuentes vectores de cointegración cuando la proporción de datos respecto al número de parámetros es pequeño. El procedimiento de Johansen identifica el espacio de cointegración y no los vectores de cointegración, porque las combinaciones lineales de vectores están en sí mismos cointegrados. Se argumenta que la prueba de Johansen tiende a encontrar cointegración espuria, sobretodo si las variables tienen memoria de largo plazo y no son procesos $I(1)$ puros o si variables de orden de integración uno cuya representación VAR tiene una matriz de covarianza singular o casi singular. Maddala concluye que el método de Engle

y Granger es más robusto en esas situaciones. De ahí la conveniencia de realizar tanto la prueba de Johansen como la de Engle y Granger. Véase Maddala (1998).

3.3.3 Mecanismo de Corrección de Error

Anteriormente, los trabajos econométricos de series económicas estaban basados en el supuesto que las variables eran estacionarias, sin embargo, Suriñach et al. (1995) refiere que Nelson y Ploser (1982) mostraron que un amplio conjunto de variables económicas en los Estados Unidos no cumplían con dicho supuesto. El no considerar este fenómeno se corría el riesgo de aceptar como válidas las relaciones de tipo espurio. La solución clásica dada a este problema había sido diferenciar las variables para eliminar el componente estacionario, sin embargo, esta medida ha sido criticada porque mediante este procedimiento se está eliminando la información de largo plazo existente en los niveles de las magnitudes económicas.

El Mecanismo de Corrección de Error (MCE), plantea una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables, solucionando así uno de los problemas de la diferenciación, pero a la vez permitiendo la existencia de desajustes a corto plazo mediante la introducción de términos dinámicos.

El modelo de corrección de error fue introducido en la literatura econométrica por Sargan en el año de 1964 y catorce años mas tarde se popularizó con el trabajo de Davidson¹¹ et al., como una alternativa viable para el modelo de vectores autorregresivos (VAR). Hay varias interpretaciones del Mecanismo de Corrección de Error (MCE), la principal característica del MCE en comparación con los VAR, es la noción de una relación de equilibrio de largo plazo y la introducción de desequilibrios pasados como variables explicatorias en el comportamiento dinámico de las variables independientes.

Entonces las desviaciones de la relación de largo plazo entre los niveles de las variables funcionan como un mecanismo que impulsa a los cambios de las variables a acercarse a su nivel de equilibrio cuando se han alejado de este, es decir, se corrigen los errores de desequilibrio de periodos anteriores de forma gradual.

¹¹ Davidson J.E.H., Hendry D.F., Srba F. y Yeo S. *Econometric modeling of the Aggregate Time Series Relationship Between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom*, Economic Journal 88, 1978 pp.661-692.

El MCE tomó mayor auge a partir de 1983 cuando Granger y Weiss demostraron que si dos variables son integradas de orden uno $I(1)$ y están cointegradas, estas pueden modelarse por un Mecanismo de Corrección de Error.

El MCE vincula los valores realizados de Y_t a su valor de equilibrio $Y_t = \beta'z_t$. En su forma más simple, se puede escribir como $\Delta Y_t = \lambda_1 \Delta Y_t^* + \lambda_2 (Y_{t-1}^* - Y_{t-1})$ donde $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$. El último término de la expresión anterior representa los desequilibrios pasados.

Un (ADL)¹² es un modelo en el que se pueden incluir valores rezagados de la variable dependiente, así como valores actuales y rezagados de una o más de las variables explicatorias.

Partiendo de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ADL) como el siguiente.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.32)$$

Donde se supone que el término de perturbación ε_t es ruido blanco y $\alpha_1 < 1$. Se dice que es un $ADL(1,1)$ porque la variable dependiente está rezagada un periodo y la variable explicatoria también tiene un rezago. Si en equilibrio de largo plazo los valores actuales son iguales que sus valores inmediatamente anteriores, podemos establecer que $Y_t = Y_{t-1}$, así como $X_t = X_{t-1}$, de tal forma que al sustituir estas igualdades en la ecuación (3.32) tenemos.

$(1 - \alpha_1)Y = \alpha_0 + (\beta_0 + \beta_1)X$ o en forma equivalente se expresa

$$\bar{y} = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \bar{X} \quad (3.33)$$

En forma más compacta se presenta como

$$\bar{y} = m + \gamma \bar{X} \text{ tal que } m = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} \text{ y } \gamma = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \quad (3.34)$$

Entonces la respuesta de largo plazo de Y ante un cambio en X está dado por γ . Si en la ecuación (3.32) se reemplaza Y_t por $(Y_{t-1} + \Delta Y_t)$ y X_t por $(X_{t-1} + \Delta X_t)$ entonces se tiene

¹² El modelo se presenta en Hendry D. F., Pagan A. R. y Sargan J.D. *Dynamic Specification*. Handbook of econometrics II (1984).

$$Y_{t-1} + \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 (X_{t-1} + \Delta X_t) + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.35)$$

realizando los productos y factorizando se tiene.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)Y_{t-1} + \beta_0 \Delta X_t + (\beta_0 + \beta_1)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.36)$$

Sustituyendo $\beta_0 + \beta_1 = \gamma(1 - \alpha_1)$ (que ya contempla la respuesta de largo plazo) en la ecuación (3.36) y poniendo los términos correspondientes en forma de diferencias nos resulta.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)Y_{t-1} + \beta_0 \Delta X_t + \gamma(1 - \alpha_1)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.37)$$

reacomodando términos se obtiene la siguiente expresión.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)[Y_{t-1} - \gamma X_{t-1}] + \beta_0 \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (3.38)$$

En donde el término entre corchetes es el desequilibrio en los últimos periodos. Una expresión equivalente de la ecuación anterior es.

$$\Delta Y_t = \beta_0 \Delta X_t - (1 - \alpha_1)[Y_{t-1} - m - \gamma X_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (3.39)$$

La ecuación (3.39) es el MCE que está implicado por un modelo ADL. Esta formulación es un ejemplo de un Modelo de Corrección de Error. El cambio en Y es visto como la suma de dos componentes. El primero es proporcional al cambio actual en X y el segundo es una corrección parcial para Y_{t-1} desviada de su valor de equilibrio correspondiente a X_{t-1} . Esta desviación o error de equilibrio se muestra en el término entre corchetes y $(1 - \alpha_1)$ es la velocidad de ajuste. Si este es positivo hay una corrección hacia abajo en el periodo actual, dada la condición de estabilidad sobre α_1 y al contrario, si el error es negativo se produce una corrección hacia arriba. En equilibrio estático ΔX y ΔY ambas serán cero.

En Johnston y DiNardo (1997) se muestra que la ecuación (3.32) y la ecuación (3.38), las dos generan resultados idénticos. Esta propiedad se debe al hecho que al moverse de la primera a la segunda, se involucra solo una transformación lineal no singular de las variables y no impone ninguna restricción¹³.

¹³De manera análoga Maddala (1998) muestra que la ecuación (3.32) también es equivalente con la transformación de Bewley (1976) en la que $\lambda = (1 - \alpha_1)^{-1}$ y la respuesta de largo plazo se expresa como $\gamma = \lambda(\beta_0 + \beta_1)$, de tal

Generalización del modelo. El esquema del modelo autorregresivo de rezagos distribuidos $ADL(p, q)$ proporciona una gran estructura de rezagos que retiene la especificación de solo una variable explicatoria.

$$A(L)Y_t = \alpha_0 + \beta(L)X_t + \varepsilon_t \quad (3.40)$$

$$\text{con } A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q$$

Si $p = q = 2$ fuese el caso se tendría.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.41)$$

Suponiendo que las variables están en logaritmos, la elasticidad constante es:

$$\gamma = \frac{B(1)}{A(1)} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2}{1 - \alpha_1 - \alpha_2}$$

Haciendo una transformación de parámetros en los que

$$Y_t = Y_{t-1} + \Delta Y_t \rightarrow Y_{t-2} = Y_{t-1} - \Delta Y_{t-1}$$

$$X_t = X_{t-1} + \Delta X_t \rightarrow X_{t-2} = X_{t-1} - \Delta X_{t-1} \quad \text{y sustituyéndolos en la ecuación (3.41) obtenemos.}$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 - \alpha_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_0 \Delta X_t - \beta_2 X_{t-1} - (1 - \alpha_1 - \alpha_2)(Y_{t-1} - \gamma X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.42)$$

El término de corrección se refiere al periodo $t-1$ y las demás variables están en primeras diferencias actuales y rezagadas. La forma general sería si $\gamma = 1$, es decir, si la relación de la elasticidad es unitaria para un $ADL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ como la siguiente expresión.

$$A(L)Y_t = \alpha_0 + \beta_1(L)X_{1t} + \beta_2(L)X_{2t} + \dots + \beta_k(L)X_{kt} + \varepsilon_t \quad (3.43)$$

forma que al restar $\alpha_1 Y_t$ en ambos lados de la ecuación (3.32) y sumar y restar $\beta_1 X_t$ en el lado derecho y realizar el procedimiento algebraico se sustituye la transformación de Bewley y se llega a la siguiente expresión.

$Y_t = \lambda \alpha_0 - \lambda \alpha_1 \Delta Y_t + \lambda (\beta_0 + \beta_1) \Delta X_t + \lambda \varepsilon_t$ la cual requiere el uso de variables instrumentales para su estimación, sin embargo, Wickens y Breush (1988) mostraron que al utilizar $[Y_{t-1}, X_t, X_{t-1}]$ como variables instrumentales se obtienen los mismos estimadores y los mismos errores estándar como la estimación de la ecuación 3.32 por MCO. También la transformación de Bardsen genera resultados idénticos a la ecuación 3.32

La cuestión es como implementar en la práctica la ecuación anterior, es decir, que variables deben aparecer como regresores y cual debería ser el orden de los rezagos.

En la práctica hay una inevitable interacción entre la teoría y los datos con diferentes especificaciones, siendo modificadas a la luz de los resultados empíricos. No hay un procedimiento de aceptación general, pero un procedimiento puede ser de general a simple. En Johnston y DiNardo (1997), se muestra que la omisión de variables relevantes es más dañina que la inclusión de variables irrelevantes, porque se obtienen coeficientes sesgados y la varianza de la perturbación está sobrestimada, por lo que la inferencia no sería válida. En el otro caso, si se incluyen variables irrelevantes, el coeficiente estimado es insesgado, la varianza de la perturbación se estima apropiadamente y la inferencia es válida. Para probar que tan robustos son los coeficientes se deben hacer las pruebas de autocorrelación, heteroscedasticidad, normalidad, constancia de los parámetros, etc. Esta estrategia de general a simple, se debe a Hendry y colaboradores.

A fin de justificar la idea de cointegración que liga con el MCE vamos seguir la exposición de Suriñach et al. (1995).

Partiendo del caso de dos variables integradas de orden uno $I(1)$ como

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \phi_1(L)\Delta Y_{t-1} + \Omega_1(L)\Delta X_{t-1} - \gamma_1[Y_{t-1} - \alpha X_{t-1}] + \varepsilon_{1t} \quad (3.44)$$

$$\Delta X_t = \mu_2 + \phi_2(L)\Delta Y_{t-1} + \Omega_2(L)\Delta X_{t-1} - \gamma_2[Y_{t-1} - \alpha X_{t-1}] + \varepsilon_{2t}$$

donde se imponen las siguientes restricciones. El vector $(1, -\alpha)$ es el mismo en ambas ecuaciones. Tal vector es único en el caso de dos variables.

Los polinomios $\phi_i(L)$ y $\Omega_i(L)$ no tienen raíz unitaria. La velocidad de ajuste $\gamma_i (i = 1, 2)$ de al menos uno no es nula. En la ecuación (3.44) se constata que si $X_t, Y_t \sim I(1)$ todos los términos que están en cada ecuación serán estacionarios en varianza, salvo el término que está entre corchetes. Para que sea también estacionario se requiere que X_t e Y_t estén cointegradas. Si no es así las ecuaciones no estarían equilibradas. La única forma de que estén equilibradas y que no haya cointegración es que los dos

parámetros de velocidad de ajuste fueran nulos, pero entonces no se cumpliría la tercer condición de arriba.

El MCE conjuga la modelización dinámica a corto plazo con la relación de equilibrio de largo plazo. Los términos entre corchetes, con las variables en niveles, recogen la relación de largo plazo entre las variables, esta relación de largo plazo se conoce como cointegración. Este es el término de corrección de error en el sentido que será diferente de cero únicamente si hay alejamientos de la situación de equilibrio, produciendo un ajuste hacia dicha relación. En la medida que los términos γ_i sean mayores, mayor será la velocidad en que se corrigen los desequilibrios. Los términos en primeras diferencias y sus rezagos son estacionarios y explican la evolución de corto plazo.

La relación formal entre este tipo de modelo y las relaciones de cointegración la establece el Teorema de Representación de Granger (Granger 1981) y Engle y Granger (1987) en el cual se demuestra que: Si un vector de variables es $CI(1,1)$, existe un Mecanismo de Corrección de Error válido para representar el proceso generador de datos. Si este proceso generador de datos de un conjunto de variables admite una representación MCE, entonces están cointegradas.

3.4 FUENTES DE INFORMACIÓN

Los datos para las empresas que cotizan en la bolsa se obtuvieron de la base de datos que ofrece Infosel Financiero-México, la cual contiene información sobre los estados financieros (cifras dadas en miles de pesos corrientes) de las empresas que cotizan en la bolsa como ventas netas, activo circulante, activo total, pasivo total, resultado del ejercicio, ventas nacionales, ventas al extranjero, etc. para 120 de un total de 172 empresas que cotizan en la BMV (Ver anexos A.1 y A.2).

Únicamente se trabaja con aquellas emisoras que tienen la información contable completa de toda la serie para todos y cada uno de los trimestres considerados en la muestra a partir del primer trimestre de 1993 hasta 2001:2. Solo 67 emisoras cumplen el requisito de información balanceada, si bien, hay una

reducción considerable de la muestra, esta es la metodología que han seguido la mayoría de los autores sobre trabajos afines¹⁴.

Para clasificar las empresas por su madurez se requirió el dato de fecha de fundación de las emisoras, misma que se obtuvo del CD-ROOM de Expansión. Para el análisis de la inversión agregada se considera el tipo de cambio real, obtenido de la base de datos de Banxico, la serie de CETES también se obtuvo de la base de datos de Banxico, el PIB se obtuvo del INEGI y la tasa de interés de los Estados Unidos se obtuvo de la Reserva Federal.

3.5 DESCRIPCIÓN DE LAS RAZONES FINANCIERAS

Otros criterios de clasificación de las empresas es el uso de razones financieras. Las razones financieras son métodos de análisis vertical de la situación que guardan las empresas a un tiempo dado y la ventaja que tienen sobre el análisis horizontal es que no tienen la distorsión del paso del tiempo y alteraciones como efectos inflacionarios. Consiste en comparar y obtener coeficientes entre dos cuentas del balance general e inclusive de los estados de resultados, para conocer la relación que guardan entre sí, aplicando diversos criterios, fundamentados en principios generalmente aceptados, es decir que ni cambian de país a país ni con el giro de la empresa. Lo que puede cambiar es la política particular de la empresa impuesta por el gerente o el administrador general o en su caso, por las condiciones particulares de la compañía y las necesidades de alcanzar ciertos objetivos. Hay muchas razones financieras y las más importantes son las siguientes:

- Solvencia. Razón de circulante, razón de liquidez o prueba del ácido.
- Estabilidad. Razón de capital ajeno a capital propio, razón de deuda a corto plazo a capital propio, razón de deuda a largo plazo a capital propio, razón de proporción de activo fijo a capital propio, razón de proporción de capital contable con relación al capital social, razón de rotación de inventarios, rotación de cuentas por pagar, etc.

¹⁴ Ver Fazzari et al. (1988), Kaplan y Zingales (1997), Gelos y Werner (1998), Hubbard et al. (1993), Devereux y Schiantarelli (1989) y Whited (1992) para mas detalles.

- Productividad. Relación de ventas a capital contable, ventas netas a capital de trabajo, razón de proporción de ventas netas con relación al activo fijo.
- Rentabilidad. Razón de margen neto, rentabilidad del capital, rentabilidad de la inversión.

Para el ejercicio de clasificación de las empresas se utilizan los datos contables de cada una de las emisoras, aprovechando la base de datos de Infosel financiero y se utilizaron las razones siguientes aplicando las partidas de los estados financieros que se indican entre paréntesis (ver cuadro A. 1).

- Liquidez = activo circulante/ pasivo a corto plazo (1140/1160). El criterio financiero es que entre mayor sea este coeficiente es mejor para la empresa.
- Actividad = ventas netas/ activo total (1238/1139). Nuevamente el criterio es que entre mayor sea este coeficiente es mejor para la empresa.
- Rentabilidad = resultado neto/ activo total (1289/1139) El criterio financiero universalmente establecido es que entre mayor sea este coeficiente es mejor para la empresa.
- Endeudamiento = pasivo total/ activo total (1159/1139) el criterio generalizado es que entre mas cercano a cero, es mejor para la empresa.

Con base en estos resultados se clasifican las empresas y posteriormente se evalúa la sensibilidad de la inversión al flujo de caja, ventas y otras variables macroeconómicas.

En el siguiente capítulo se analizan los resultados econométricos, con el método de mínimos cuadrados generalizados en panel de datos con efectos fijos para cada una de las clasificaciones de las empresas referidas al principio de este capítulo III.

IV ANÁLISIS EMPÍRICO DE LAS EMPRESAS QUE COTIZAN EN LA BMV

A continuación se presentan los resultados econométricos del modelo descrito en la ecuación 2.9 de la sección del modelo empírico.

El considerar la variable de ventas en el modelo de inversión, es reconocer que puede existir un efecto acelerador de la inversión que a mayores ventas corresponde mayor inversión. Esta es una variable *proxie* de las oportunidades de inversión de la firma. Adicionalmente a la variable de ventas se contempla el flujo de caja, el uso de tal variable financiera fue propuesto originalmente por Fazzari et al. (1988) e indica que si las oportunidades de inversión son recogidas totalmente por otras variables como la q de Tobin¹⁵ el hecho de incluir otras variables financieras no ayudaría a explicar mejor el modelo. Los autores encontraron que el flujo de caja es significativo y mejora la explicación del modelo de inversión.

4.1 LA INVERSIÓN EN TODAS LAS EMPRESAS CON VENTAS Y FLUJO DE CAJA

Si se corre una regresión con solo la variable ventas se tiene un coeficiente de 0.0268 y una t de 4.92, mientras que su R^2 es de 0.13. Al agregarse el flujo de caja y correr un modelo como el descrito en la ecuación (2.9), los resultados cambian sensiblemente y se tiene una R^2 de 0.18 y el coeficiente de flujo de caja es de 0.17 y las ventas pasa de 0.0268 a 0.032.

En el cuadro 4.1 se muestra el modelo del acelerador de la inversión con la variable ventas como una *proxie* de las oportunidades de inversión de las empresas y la variable flujo de caja, encontrándose que ambas son altamente significativas en toda la muestra para todas las emisoras, siendo incluso más grande el coeficiente del flujo de caja que las mismas ventas, lo que indica que el flujo de caja tiene mayor poder explicativo. A diferencia de los modelos econométricos de series de tiempo, en que se obtiene una R^2 considerablemente alta, en los modelos de panel de datos este estadístico es bajo, sin embargo, la prueba F de significancia global del modelo es estadísticamente significativa. También es razonable esperar que los coeficientes de la regresión sean pequeños porque se está trabajando con panel

¹⁵ No se calcula esta variable porque no se dispone del valor de las acciones en cada uno de los periodos.

de datos, y como lo sugieren Gilchrist y Himmelberg (1995), estos coeficientes serán menores en comparación con las empresas más chicas del resto de la economía¹⁶.

Cuadro 4.1. Efecto de ventas y flujo de caja sobre la inversión para todas las emisoras. 1993.1 2001:2

| Variable Explicatoria | Coefficiente |
|----------------------------------|-------------------------------|
| CF_{it}/k_{it-1} | 0.1768 ^a (8.92) |
| $D(\text{ventas}_{it})/k_{it-1}$ | 0.0324 ^a (5.6) |
| R ² ajustada | 0.18 |
| F | 496.5 |
| N Obs. | 2211 |

Fuente: Elaboración propia con base en una muestra de datos de Infosel financiero. La variable dependiente es la proporción de Inversión deflactada por capital rezagada un periodo [I_{it}/K_{it-1}], CF_{it}/k_{it-1} es el flujo de caja deflactado por el capital rezagado un periodo, $D(\text{ventas}_{it})/k_{it-1}$ es la primera diferencia de ventas deflactado por el capital rezagado un periodo. La t de student aparece entre paréntesis, ^a significativo al 1%, ^b significativo al 5% y ^c significativo al 10%.

Fazzari et al. (1988) indican que si el coeficiente del flujo de caja es significativo, puede expresar una medida de utilización de los fondos internos para financiar sus proyectos de inversión en lugar de fondos externos, los cuales son más costosos. Se reconoce que los fondos internos y externos no son sustitutos perfectos. Estos resultados sugieren que todas las empresas que cotizan en la BMV enfrentan restricciones de liquidez.

4.2 LA INVERSIÓN ANTES Y DESPUÉS DE LA CRISIS DE 1995

Haciendo una partición de la muestra por el criterio del efecto de la crisis económica de 1995, se consideró el primer periodo de 1993 hasta el segundo trimestre de 1995 y luego a partir del tercer trimestre de 1995 hasta el segundo trimestre del año 2001. Este periodo es particularmente interesante porque nos permite analizar esta perturbación económica sobre la inversión. Los resultados del cuadro siguiente muestran que antes de la crisis las restricciones de liquidez son menores para las empresas, pero

¹⁶ Fazzari et al. (1988) encuentra coeficientes de sensibilidad de la inversión al flujo de caja para las empresas de la clase I de 0.461, clase II 0.363 y 0.230 para la clase III.

a partir del tercer trimestre de 1995 las empresas muestran mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja, puesto que el coeficiente es mucho mayor (0.1768)

Cuadro 4.2. Efecto de ventas y flujo de caja sobre la inversión antes y después de la crisis de 1995

| Estadístico | Todas las empresas antes de la crisis de 1995 | Todas empresas después de la crisis de 1995 |
|----------------------------------|---|---|
| CF_{it}/k_{it-1} | - 0.0232 ^c (1.57) | 0.1768 ^a (7.05) |
| $D(\text{ventas}_{it})/k_{it-1}$ | 0.0286 ^a (3.61) | 0.0311 ^a (4.77) |
| R^2 ajustada | 0.27 | 0.23 |
| F | 299.36 | 570.95 |
| N Obs. | 603 | 1608 |

Fuente: Misma que el cuadro 4.1 La muestra del primer periodo comprende 1993:1 a 1995:2 y para el segundo periodo de 1995:3 a 2001:2. La variable dependiente es la proporción de Inversión deflactada por capital rezagada un periodo [I_{it}/K_{it-1}], CF_{it}/k_{it-1} es el flujo de caja deflactado por el capital rezagado un periodo. $D(\text{ventas}_{it})/k_{it-1}$ es la primera diferencia de ventas deflactado por el capital rezagado un periodo. La t de student aparece entre paréntesis, ^a significativo al 1%, ^b significativo al 5% y ^c significativo al 10%.

Estos resultados son congruentes con la propuesta de Bernanke et al. (1994) quienes indican que ante perturbaciones de la economía, las empresas se tornan mas restringidas por la disminución del crédito a las empresas. La desaceleración económica ocasiona una disminución de la riqueza neta de las empresas y un aumento de los costos de agencia y costos de monitoreo en un esquema de imperfecciones en los mercados de capitales. Además, como resultado de esa contracción económica el crédito se torna más escaso porque los capitales buscan lugares más seguros para invertir.

4.3 CLASIFICACIÓN DE LAS EMISORAS PARA EVALUAR RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ

A continuación se hace el análisis de las empresas clasificadas conforme a diferentes criterios y probar que grupos de empresas enfrentan mayores restricciones de liquidez. Los resultados de la regresión de cada grupo de empresas están contenidos en el cuadro 4.3 para las primeras cinco clasificaciones que a saber son: tamaño, vocación exportadora, razón de liquidez, rentabilidad y madurez de las emisoras. En el

cuadro 4.4 se presenta el resto de clasificaciones según su endeudamiento, concentración, crédito con proveedores y sector al que pertenecen.

4.3.1 Tamaño

La clasificación de las empresas por tamaño se construyó con base al personal que labora en ellas. Se obtuvo el número de empleados, ejecutivos y obreros, en su caso, para obtener un promedio trimestral y después un promedio general de cada emisora. Se consideran empresas grandes si en ellas laboran en promedio más de 30,000 personas, medianas si laboran entre 30,000 y 7,000 y pequeñas si en promedio laboran menos de 7,000 personas.

Los resultados se presentan en el cuadro 4.3. Para las empresas grandes el flujo de caja no es significativo, lo que indica que este grupo de empresas no son restringidas. Para el caso de las empresas de tamaño medio el coeficiente del flujo de caja sí es relevante para explicar la inversión (0.1383) y en el caso de las empresas chicas este coeficiente es aún mayor (0.1946) con un estadístico t de 8.67.

Los resultados sugieren que las empresas chicas son más restringidas que las empresas medianas y más aún que las grandes empresas. Con seguridad las firmas grandes tienen mayor acceso al financiamiento externo y es mucho más probable que el tamaño esté correlacionado positivamente con la riqueza neta, en la que las firmas pequeñas enfrenten más riesgos de bancarrota. Además las empresas pequeñas están más expuestas a riesgos idiosincráticos, y es muy probable que el tamaño esté correlacionado con la antigüedad de la empresa y por tanto los inversionistas pueden percibir desconfianza de las empresas chicas, porque la empresa presenta un historial corto para distinguir las buenas firmas de las malas firmas.

Los resultados son similares si se clasifican las empresas de acuerdo al monto de capital, resultando con mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja las empresas con menor capital y no sensibles las grandes empresas con mayor nivel de capital. En el cuadro A.3 del anexo se presentan estos resultados.

4.3.2 Vocación exportadora

A continuación se hace un análisis de las empresas clasificadas por su vocación exportadora, es decir, la razón de sus ventas al extranjero con relación a las ventas totales de las empresas.

Se espera que las empresas consideradas *a priori* como altamente exportadoras muestren menor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las no exportadoras. Conforme a la hipótesis planteada se espera que las empresas exportadoras tengan mayor acceso a los mercados externos y menor volatilidad a los efectos nocivos de la economía, como restricciones en el mercado de capitales.

En el cuadro 4.3 se presentan los resultados de la regresión. Para las empresas altamente exportadoras (aquellas que exportan más del 50% de sus ventas totales) el flujo de caja es significativo al 10% de confianza y el cociente de ventas no es estadísticamente significativo.

Para el caso de las empresas exportadoras (aquellas que exportan hasta el 50% de sus ventas totales) las variables de flujo de caja y ventas son individualmente significativas. Finalmente ambas variables explicatorias son significativas para las empresas no exportadoras, pero lo más importante es que el coeficiente del flujo de caja es más alto para las empresas no exportadoras (aquellas que no exportan sus productos y el 100% de sus ventas se orientan al mercado interno) que para las empresas exportadoras y las altamente exportadoras, tal y como se había pronosticado. Esto indica que las empresas no exportadoras son más restringidas que las exportadoras y más aún que las altamente exportadoras.

Estos resultados difieren de los encontrados por Gelos y Werner (1998), estos autores encuentran que las empresas exportadoras tienen mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las no exportadoras, tanto en su estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) como por mínimos cuadrados generalizados con efectos fijos (MCG) como es el presente caso. El argumento podría ser la diferencia en la fuente de información, ya que los autores en referencia utilizaron datos de la encuesta industrial anual de INEGI, mismos que no estaban consolidados. Por otro lado, en este trabajo se utilizan series continuas para cada emisora y los datos están consolidados en miles de pesos corrientes para cada trimestre de la muestra, lo que nos permite analizar en su conjunto a cada empresa.

4.3.3 Razón de liquidez

De las 67 emisoras comprendidas en la muestra se clasifican conforme al número de trimestres que presentan una razón de liquidez mayor a uno¹⁷.

- a) Líquidas, si en los 34 trimestres que comprende la muestra registraron una razón mayor a uno.
- b) Medianamente líquidas, si tuvieron una razón de liquidez mayor a uno en un rango de 17 a 33 trimestres.
- c) No líquidas, si las emisoras registraron una razón de liquidez mayor a uno entre cero y 16 trimestres.

Hemos referido que la teoría de la inversión pronostica que aquellas empresas que tengan estados financieros menos robustos, cargarán con mayores costos de agencia en el momento de solicitar crédito, como resultado de problemas de información asimétrica y riesgo moral. Entonces es razonable pensar que las emisoras con altos pasivos con relación a sus activos, enfrenten mayores restricciones de liquidez.

En el cuadro 4.3 se presentan los resultados de la regresión de la cual se destaca que las empresas clasificadas como no líquidas, en realidad presentan mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las empresas medianamente líquidas y líquidas, a juzgar por su coeficiente de flujo de caja, el cual es significativamente mayor para este grupo de emisoras. La variable ventas muestra la misma lógica.

Es de esperarse que estas empresas sean sensibles a variaciones en la tasa de interés y crédito como veremos mas adelante en el capítulo V.

¹⁷ La razón de liquidez se calculó como activo total /pasivo circulante

Cuadro 4.3 clasificación de las empresas por tamaño, vocación exportadora, liquidez, rentabilidad y madurez.

| MODELO DEL ACELERADOR CON MCG Y EFECTOS FIJOS (1993:1 - 2001:2) | | | | | | |
|---|-------------------------------------|------------|-------------------------|-------------|------------------------|-----------------------------|
| CLASIFICACIÓN INDEPENDIENTE | VARIABLE | No. de Obs | R ² ajustada | ESTADÍSTICO | CFit/K _{it-1} | D(VENTAS)/K _{it-1} |
| TAMANO | GRANDES | 231 | 0.27 | COEFICIENTE | 0.0556 | 0.0765 ^a |
| | tra>30,000 | | | t | 0.81 | 2.84 |
| | MEDIANAS | 627 | 0.11 | COEFICIENTE | 0.1383 ^a | 0.0773 ^a |
| | 30,000 >tra>7,000 | | | t | 2.36 | 3.90 |
| | PEQUEÑAS | 1353 | 0.13 | COEFICIENTE | 0.1946 ^a | 0.0247 ^a |
| | 7,000>tra | | | t | 8.67 | 5.90 |
| VOCACIÓN EXPORTADORA | ALTAMENTE ¹ EXPORTADORAS | 198 | 0.06 | COEFICIENTE | 0.1066 ^c | -0.399 |
| | | | | t | 1.45 | -0.61 |
| | EXPORTADORAS ² | 924 | 0.25 | COEFICIENTE | 0.1667 ^a | 0.0382 ^a |
| | | | | t | 6.51 | 5.35 |
| | NO EXPORTADORAS ³ | 1089 | 0.08 | COEFICIENTE | 0.1967 ^a | 0.0257 ^a |
| | | | | t | 5.88 | 2.56 |
| RAZÓN DE LIQUIDEZ | LÍQUIDAS ⁴ | 957 | 0.14 | COEFICIENTE | 0.0327 ^b | 0.0223 ^a |
| | | | | t | 2.11 | 2.66 |
| | MEDIANAMENTE LÍQUIDAS ⁵ | 858 | 0.13 | COEFICIENTE | 0.0868 ^a | 0.0321 ^a |
| | | | | t | 2.95 | 5.55 |
| | NO LÍQUIDAS ⁶ | 396 | 0.16 | COEFICIENTE | 0.1303 ^a | 0.1536 ^a |
| | | | | t | 2.47 | 3.89 |
| RENTABILIDAD | RENTABLES ⁷ | 1782 | 0.13 | COEFICIENTE | 0.1194 ^a | 0.0302 ^a |
| | | | | t | 4.83 | 4.67 |
| | NO RENTABLES ⁸ | 429 | 0.01 | COEFICIENTE | 0.1094 ^a | 0.015 |
| | | | | t | 3.29 | 0.61 |
| MADUREZ | MADURAS ⁹ | 825 | 0.15 | COEFICIENTE | 0.0452 ^a | 0.0105 ^c |
| | | | | t | 2.46 | 1.42 |
| | RECIENTES ¹⁰ | 1122 | 0.15 | COEFICIENTE | 0.1129 ^a | 0.0759 ^a |
| | | | | t | 3.65 | 6.2 |

^a significativo al 1%, ^b significativo al 5% y ^c significativo al 10%. 1 Que exportan mas del 50 % de sus ventas totales. 2 Que exportan hasta el 50% de sus ventas totales. 3 Emisoras cuyas ventas al extranjero es nula. 4 Emisoras de 34 trimestres con una razón de liquidez mayor a uno. 5 Emisoras con una razón de liquidez mayor entre 17 a 33 trimestres. 6 Emisoras de 0-16 trimestres con una razón de liquidez mayor a uno. 7 Emisoras cuya razón de rentabilidad promedio en los trimestres es positiva. 8 Emisoras cuya razón de rentabilidad promedio en los trimestres es negativa. 9 Emisoras fundadas antes de 1960. 10 Emisoras fundadas después de 1960.

4.3.4 Rentabilidad

Para esta clasificación se utiliza la partida 1289 de los estados de resultados de las emisoras que corresponde al resultado neto y se divide por el activo total (partida 1139). Ver cuadro A.1 del anexo.

Esta variable llama la atención porque es la que significativamente refleja el choque de la crisis de 1995, tanto que hasta empresas bien consolidadas registraron un ejercicio neto negativo. En este rubro se esperaba que las empresas no rentables tuvieran una sensibilidad de la inversión al flujo de caja más grande que las empresas rentables, sin embargo los resultados no son así. Debe destacarse que conforme a los resultados de la parte V cuando se agrega la variable crédito, entonces los resultados muestran un coeficiente de flujo de caja mayor para el grupo de emisoras no rentables que para las rentables.

4.3.5 Madurez

Generalmente las empresas tardan tiempo en consolidarse en el mercado y es razonable pensar que las empresas más recientes son más restringidas en el sentido que aún no tienen una estructura bien consolidada y aún no adquieren la fama y la reputación necesaria, tanto en el mercado para los consumidores, como para los hombres de negocios. También es lógico pensar que tengan mayores dificultades para allegarse de crédito en los mercados de capitales. En general las empresas mexicanas que cotizan en la bolsa no son tan longevas como en otras partes del mundo¹⁸. Estas se establecieron generalmente durante la década de los 50's cuando se promueve considerablemente la industrialización del país.

En el cuadro 4.3 se presentan los resultados de la regresión para las empresas maduras y recientes según el año de fundación de las mismas. Efectivamente las empresas recientes presentan mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las empresas maduras, es coherente pensar que estas empresas maduras estén plenamente consolidadas en el mercado y tengan canales de financiamiento más expeditos.

¹⁸ En países como Italia, Inglaterra y Francia las empresas tienen mucho más de cien años.

4.3.6 Concentración.

Para que una empresa llegue a ocupar una parte significativa del mercado en que opera, debe pasar por todo un proceso de crecimiento, penetración y consolidación hasta que dados sus niveles de competitividad e innovación, se colocan como los principales agentes en ese mercado.

El caso de las empresas que cotizan en la bolsa, en su gran mayoría son empresas bien consolidadas, cuya reputación y prestigio les ha costado mucho tiempo.¹⁹ Como todo proceso de competencia comercial, ha implicado fusiones de empresas y desplazamiento de otras, tanto que algunas llegaron a constituir prácticamente monopolios, que si bien en nuestro país están legalmente prohibidos, existen de hecho. Como ejemplo, cítese el caso de Telmex, empresa única en la provisión de servicio telefónico local, la cual recientemente fue sancionada por la Comisión Federal de Competencia por prácticas monopólicas.

Cuando una empresa cuenta con poder de mercado, es decir, cuando ejerce hegemonía en su mercado, tiene mayores ventajas que sus competidores y posibles rivales porque establece barreras a la entrada u otras prácticas comerciales que la mantienen como el proveedor más importante del mercado. Para esta clasificación se tomó el siguiente criterio: empresas concentradas, si poseen mas del 15% de la cuota de mercado de la industria a la que pertenecen; medianamente concentradas, si poseen entre el 15% y 5% del mercado de su industria respectiva y no concentradas si las empresas tienen menos del 5% de la cuota de mercado.

Respecto al nivel de inversión se espera que las empresas concentradas no tengan problemas de restricciones de liquidez y en su caso que sean mínimos, a diferencia de las empresas con menor cuota de mercado. En el cuadro 4.4 se presentan los resultados de la regresión para las empresas concentradas, medianamente concentradas y no concentradas, confirmándose lo que se esperaba que las empresas menos concentradas enfrenten mayores restricciones de liquidez.

¹⁹ Algunas de las empresas más antiguas de la muestra son: Peñoles, fundada en 1887, Parras en 1899 y Cemex en 1906.

Cuadro 4.4 Clasificación de las empresas por su razón de endeudamiento, concentración, proveedores e industria a la que pertenecen.

| MODELO DEL ACELERADOR CON MCG Y EFECTOS FIJOS (1993:1 - 2001:2) | | | | | | |
|---|--|------------|-------------------------|---------------------|------------------------|-----------------------------|
| | CLASIFICACIÓN VARIABLE INDEPENDIENTE | No. de Obs | R ² ajustada | ESTADÍSTICO | CFit/K _{it-1} | D(VENTAS)/K _{it-1} |
| RAZÓN DE ENDEUDAMIENTO | MAS ENDEUDADAS ¹ | 99 | 0.08 | COEFICIENTE | 0.2202 ^a | 0.0611 |
| | | | | t | 3.65 | 0.61 |
| | MENOS ENDEUDADAS ² | 2112 | 0.03 | COEFICIENTE | 0.1537 ^a | 0.0302 ^a |
| | | | | t | 7.28 | 5.06 |
| CONCENTRACIÓN | CONCENTRADAS ³ | 462 | 0.17 | COEFICIENTE | 0.0853 ^c | 0.056 ^a |
| | | | | t | 1.46 | 2.42 |
| | MEDIANAMENTE ⁴ CONCENTRADAS | 594 | 0.15 | COEFICIENTE | 0.1257 ^a | 0.0167 ^b |
| | | | | t | 2.6 | 1.95 |
| NO CONCENTRADADAS ⁵ | 1188 | 0.14 | COEFICIENTE | 0.1777 ^a | 0.047 ^a | |
| | | | t | 7.31 | 5 | |
| CRÉDITO CON PROVEEDORES | PROVEEDORES ⁶ | 1089 | 0.14 | COEFICIENTE | 0.14 ^a | 0.0341 ^a |
| | | | | t | 5.22 | 4.22 |
| | NO PROVEEDORES ⁷ | 1122 | 0.14 | COEFICIENTE | 0.1213 ^a | 0.0359 ^a |
| | | | | T | 4.04 | 2.53 |
| SECTOR AL QUE PERTENECEN | TRANSFORMACIÓN | 924 | 0.18 | COEFICIENTE | 0.0086 | 0.0126 ^b |
| | | | | T | 0.93 | 1.67 |
| | COMERCIO | 429 | 0.05 | COEFICIENTE | 0.1361 ^a | 0.023 ^b |
| | | | | T | 2.97 | 2.13 |
| | COM Y TRANSP | 99 | 0.36 | COEFICIENTE | 0.4885 ^a | 0.4046 ^a |
| | | | | T | 3.13 | 3.88 |
| | CONSTRUCCIÓN | 330 | 0.11 | COEFICIENTE | 0.1717 ^a | 0.0188 |
| | | | | T | 3.1 | 0.76 |
| | SERVICIOS | 99 | 0.02 | COEFICIENTE | -0.2425 ^c | -0.34 ^b |
| | | | | T | -1.54 | -1.81 |
| EXTRACTIVA | 66 | 0.0009 | COEFICIENTE | 0.1081 | 0.0662 | |
| | | | T | 1.11 | 1.06 | |
| VARIOS | 264 | 0.22 | COEFICIENTE | 0.0437 | 0.0902 ^a | |
| | | | T | 0.86 | 4.93 | |

^a significativo al 1%, ^b significativo al 5% ^c significativo al 10%. 1 Cuya razón de endeudamiento (pasivo total/activo total) es mayor a uno. 2 Cuya razón de endeudamiento está entre cero y uno. 3 Poseen mas del 15% de la cuota de mercado. 4 Poseen entre el 15 y 5% de la cuota de mercado. Con una cuota de mercado menor del 5%. 6 Disponibilidad de crédito (proveedores /pasivo total) cuya razón es mayor del 15%. 7 Cuya razón de proveedores es menor del 15%.

El coeficiente del flujo de caja es significativo al 10% para el grupo de empresas concentradas y para las empresas medianamente concentradas y no concentradas su significancia es del 1%, este coeficiente es mucho mayor para las empresas no concentradas en comparación con las medianamente concentradas y más aún que para las concentradas, sugiriéndose que las empresas no concentradas sufren de mayores restricciones de liquidez.

4.3.7 Endeudamiento

Puede haber ventajas y desventajas entre ser una empresa endeudada o no, por un lado si esta está endeuda podrá ser una señal que emite la empresa ante sus acreedores, que esta es segura y que puede cumplir los compromisos contraídos. Por otro lado si la empresa no tiene deudas también puede ser un reflejo de que el mercado de capitales, no tiene confianza en ésta y sería un indicador de serios problemas de información asimétrica, que ocasionarían altos costos de agencia y monitoreo que desalentarían los proyectos de inversión.

Bajo el esquema de problemas de información asimétrica y altos costos de agencia así como altos costos de monitoreo, las empresas destinarán el flujo de efectivo para autofinanciar sus proyectos de inversión.

En el cuadro 4.4 se presentan los resultados econométricos para las empresas más endeudadas, mismas que reflejan una mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las menos endeudadas, lo que indicaría que tales empresas pagan un premio mayor por obtener fondos externos, lo que las hace depender mayormente del flujo de caja.

4.3.8 Crédito con proveedores

Ya se ha señalado que ante choques exógenos a la economía las empresas sufren de restricciones de crédito en el mercado de capitales, una forma alternativa de financiamiento es el crédito con los agentes que suministran los insumos para la operación de la empresa. Para algunas empresas este rubro llegó a representar prácticamente el cien por ciento del pasivo total de la empresa. Si éste es el caso, es de esperarse que las empresas que dependen en mayor medida del crédito de proveedores, presenten mayor

sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las empresas que no utilizan esta forma de financiamiento, tal vez porque estas últimas tengan acceso a otras formas de financiamiento más seguras y predecibles en el largo plazo.

En Castillo (2002a) se desarrolla un modelo teórico y después una prueba econométrica en la que muestra que la estructura de propiedad corporativa es definida a partir de la efectividad de las instituciones legales para proteger los derechos de propiedad. Encuentra que hay una correlación positiva entre la decisión de una empresa para hacerse pública y la eficiencia del sistema legal.

Entonces, si en México el sistema legal no es tan eficiente, la concesión de préstamos a las empresas más riesgosas se torna mas complicada y a éstas les será más difícil acceder al crédito y solo les queda la opción del crédito con proveedores. Esta puede ser una explicación del porqué el crédito de proveedores sea tan alto, lo que es signo de restricciones de liquidez.

Conforme a los resultados de la regresión, efectivamente el coeficiente del flujo de caja es más grande para el grupo de emisoras clasificadas como endeudadas con proveedores que las no endeudadas. Ello sugiere que las empresas financiadas bajo esta modalidad son mas restringidas financieramente. Véase cuadro 4.4.

4.3.9 Sector al que pertenecen

La Bolsa Mexicana de Valores hace una clasificación de las empresas, según el ramo productivo al que pertenezcan, si bien existen otras clasificaciones, para nuestros fines, es suficiente el criterio de la BMV para reflejar en que sector la sensibilidad de la inversión al flujo de caja es mayor. Resalta el hecho que dado el acomodo de las empresas en tal o cual sector, en algunos casos no son significativas las variables explicatorias a nivel individual, quizá tal vez porque el número de observaciones es muy limitado. Habrá que recordar que solo se utiliza una muestra de 67 empresas del conjunto de empresas que cotizan en la bolsa.

Conforme a los resultados de las regresiones se aprecia que el sector de comunicaciones y transportes presenta los coeficientes más altos y significativos, seguida del ramo de la construcción y comercio. Llama la atención que el sector de comunicaciones y transportes resulte sensible al flujo de

caja, ya que en este ramo se encuentran dos gigantes del ramo como los son Telmex y Televisa mismos que por su estructura corporativa no debieran tener restricciones de liquidez. El sector comercio y construcción muestran restricciones de liquidez, lo cual no es sorprendente ya que como hemos visto en el análisis conjunto todas las empresas son restringidas y dadas las características de estos sectores es anticipable que presenten restricciones de liquidez. Véase cuadro 4.4.

V EFECTO DE VARIABLES MACROECONÓMICAS SOBRE LA INVERSIÓN PRIVADA DE LAS EMPRESAS.

A continuación se presentan los resultados econométricos, corriendo una regresión por mínimos cuadrados generalizados con efectos fijos, como la descrita en la ecuación (2.10).

Hemos referido que la economía puede sufrir de choques exógenos, estos choques se reflejan en la economía real y también al nivel de las empresas. Si las decisiones de inversión dependen de la fortaleza de los estados financieros de las empresas, los choques negativos a la economía pueden repercutir en la capacidad para financiar nuevos proyectos produciendo fluctuaciones conforme el ciclo económico. Una disminución de la inversión, como resultado de condiciones débiles de los estados financieros de las empresas puede traer como consecuencia la amplificación de la magnitud de estos choques a la economía.

Enseguida se estudia el efecto de variables macroeconómicas en la inversión privada de las empresas y posteriormente se enfatiza sobre la variable crédito en las diferentes clasificaciones de las emisoras que se estudiaron en el capítulo anterior.

5.1 LA INVERSIÓN EN EL TIEMPO ANTE VARIABLES MACROECONÓMICAS.

Se realizó una regresión con todas las variables y todas las emisoras para toda la muestra y luego se hizo una partición a mediados del año de 1995, tratando de capturar la influencia de la crisis de ese año, encontrándose lo siguiente.

En el cuadro 5.1 se indica que el conjunto de empresas muestra sensibilidad de la inversión al flujo de caja para todo el periodo, una vez que se hace la subdivisión el primer periodo no es

estadísticamente significativo, pero el segundo periodo sí, lo que es indicio que en el segundo periodo hubo mayores restricciones de liquidez para las empresas, como resultado quizá de la contracción en el sistema crediticio y el alza en las tasas de interés. La variable del PIB tiene un coeficiente más alto para el segundo periodo de la muestra que para el primero, ello es comprensible ya que una crisis como la de ese año conlleva una contracción de toda la economía.

Debe destacarse que la variable CETES no resultó significativa en ninguno de los periodos analizados, quizá porque el indicador principal de los movimientos del costo del financiamiento no se guíe por las tasas domésticas, sino por las externas como podría ser la tasa de rendimiento de los certificados de depósito de la Reserva Federal en los Estados Unidos. En contraste, el tipo de cambio sí es significativo para explicar la inversión de las empresas, lo que nos sugiere que las empresas mexicanas están integradas al proceso de globalización. En los tres periodos de análisis el tipo de cambio tiene un efecto negativo, pudiéndose argumentar que el endeudamiento externo es más relevante que el interno.

Cuadro 5.1 Efecto de variables macroeconómicas a la inversión de todas las empresas.

| Estadístico | 1993:1 2001:2 | 1993:1 1995:2 | 1995:3 2001:2 |
|----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|
| CF_{it}/k_{it-1} | 0.1870 ^a (9.12) | 0.0271 (0.86) | 0.1685 ^a (6.72) |
| $D(\text{ventas}_{it})/k_{it-1}$ | 0.0159 ^b (2.27) | 0.0093 (0.97) | 0.0210 ^a (2.77) |
| Crédito | 0.1094 ^a (9.97) | 0.1111 ^a (4.16) | 0.0549 ^a (2.56) |
| PIB | 0.1373 ^a (5.92) | 0.0652 (0.78) | 0.1157 ^a (3.07) |
| TCRPP | -0.1149 ^a (-3.94) | -0.1141 ^a (-2.46) | -0.0185 (-0.36) |
| CETESR | 0.0058 (0.79) | 0.0013 (0.12) | 0.0091 (1.12) |
| R ² ajustada | 0.16 | 0.08 | 0.20 |
| F | 100.89 | 59.16 | 99.25 |
| N Obs. | 2211 | 603 | 1608 |

La variable dependiente es la proporción de Inversión deflactada por capital rezagada un periodo [I_{it}/K_{it-1}], CF_{it}/k_{it-1} es el flujo de caja deflactado por el capital rezagado un periodo. $D(\text{ventas}_{it})/k_{it-1}$ es la primera diferencia de ventas deflactado por el capital rezagado un periodo. TCRPP es el tipo de cambio real, CETESR es el pago de interés mensual real de los cetes. La t de student aparece entre paréntesis, ^a significativo al 1%, ^b significativo al 5% y ^c significativo al 10%.

Nótese como el coeficiente del tipo de cambio real es más pequeño para el segundo periodo de la muestra (1995); habrá que recordar la subida del tipo de cambio, como consecuencia de la fuerte devaluación de la moneda y resultado de la fuga de capitales, bajo estas circunstancias tan adversas es difícil que hubiera concesión de créditos en moneda extranjera para financiar la inversión de las empresas. Véase cuadro anterior.

5.2 EFECTO DEL CRÉDITO SOBRE LA INVERSIÓN DE TODAS LAS EMPRESAS, ANTES Y DESPUÉS DE LA CRISIS.

En el cuadro siguiente se presentan los resultados del efecto que ejercen las variables flujo de caja, ventas y crédito en la inversión privada. Lo relevante es que el coeficiente del flujo de caja es mayor en el segundo periodo de la muestra, lo que sugiere mayores restricciones de liquidez en este periodo. Era de esperarse que después de la crisis haya un periodo de reajuste y que haya todavía los efectos nocivos de la crisis de 1995.

Cuadro 5.2. Efecto del crédito sobre la inversión de todas las empresas, antes y después de la crisis.

| Estadístico | 1993:1 2001:2 | 1993:1 1995:2 | 1995:3 2001:2 |
|----------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|
| CF_{it}/k_{it-1} | 0.1664 ^a (8.14) | -0.0371 ^c (-1.57) | 0.1656 ^a (6.61) |
| $D(\text{ventas}_{it})/k_{it-1}$ | 0.0310 ^a (4.89) | 0.0335 ^a (3.56) | 0.0309 ^a (4.56) |
| Crédito | 0.0223 ^a (5.50) | 0.0136 ^b (1.78) | 0.0127 ^a (3.05) |
| R ² ajustada | 0.14 | 0.25 | 0.21 |
| F | 215.10 | 135.96 | 261.08 |
| N Obs. | 2211 | 603 | 1608 |

La variable dependiente es la proporción de Inversión deflactada por capital rezagada un periodo [I_{it}/K_{it-1}], CF_{it}/k_{it-1} es el flujo de caja deflactado por el capital rezagado un periodo, $D(\text{ventas}_{it})/k_{it-1}$ es la primera diferencia de ventas deflactado por el capital rezagado un periodo. La t de student aparece entre paréntesis, ^a significativo al 1%, ^b significativo al 5% y ^c significativo al 10%

5.3 EFECTO DEL CRÉDITO EN LA INVERSIÓN, SEGÚN CLASIFICACIONES DE LAS EMPRESAS.

A continuación se presenta un análisis más detallado de la influencia del flujo de caja, ventas en combinación con el crédito, conforme a nueve clasificaciones de las empresas que a saber son: tamaño,

vocación exportadora, liquidez, rentabilidad, madurez, endeudamiento, concentración, crédito con proveedores y por último, sector al que pertenecen.

5.3.1 Tamaño

En el cuadro 5.3 se muestra que la sensibilidad de la inversión al flujo de caja es mayor para las pequeñas empresas que para las empresas medianas y grandes, aunque el coeficiente para estas últimas no es significativo. Hay concordancia con los resultados de la mayoría de los trabajos referidos con anterioridad como los de Gilchrist et al. (1995) y naturalmente el trabajo de Fazzari et al. (1988), pero no con los resultados de Devereux y Schiantarelli (1989), quienes hallaron que las empresas más grandes son más sensibles al flujo de caja que las empresas más chicas. Ellos argumentan que es probable que el tamaño esté correlacionado con dispersión de la estructura de propiedad corporativa en la que las grandes empresas tengan mayor dispersión de la estructura de propiedad corporativa y por ello tengan mayores costos de monitoreo. Sin embargo, en Castillo (2002) se establece que en países como México la estructura de propiedad corporativa está concentrada en pocas personas, por lo que nuestros resultados parecen muy razonables. La variable de crédito es más relevante para las empresas medianas y pequeñas, que para las empresas grandes, tal vez porque las grandes empresas tienen fuentes de financiamiento externo, de tal forma que el peso específico del crédito interno no es tan significativo para este grupo de empresas.

5.3.2 Rentabilidad

A diferencia de la regresión en la que no se incluye el crédito, las emisoras consideradas como no rentables muestran un coeficiente de flujo de caja mayor que para las empresas rentables, sugiriendo mayores restricciones de liquidez. La variable de crédito es más relevante para el grupo de emisoras no rentables que para las rentables.

Cuadro 5.3 Clasificación de las empresas según su tamaño, vocación exportadora, razón de liquidez, rentabilidad y madurez de las empresas.

| MODELO DEL ACELERADOR CON MCG Y EFECTOS FIJOS (1993:1 - 2001:2) | | | | | | | |
|---|--------------------------------------|------------|-------------|-------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
| | CLASIFICACIÓN VARIABLE INDEPENDIENTE | No. de Obs | R2 ajustada | ESTADÍSTICO | CFit/ K_{it-1} | D(VENTAS)/ K_{it-1} | CRÉDITO |
| TAMAÑO | GRANDES | | | COEFICIENTE | 0.0928 | 0.0778 ^a | 0.0151 ^b |
| | Tra>30,000 | 231 | 0.26 | T | 1.24 | 2.84 | 1.91 |
| | MEDIANAS | | | COEFICIENTE | 0.1491 ^a | 0.0849 ^a | 0.0253 ^a |
| | 30,000 >tra>7,000 | 627 | 0.12 | T | 2.54 | 4.19 | 3.03 |
| | PEQUEÑAS | | | COEFICIENTE | 0.1737 ^a | 0.0216 ^a | 0.0227 ^a |
| | 7,000>tra | 1353 | 0.11 | T | 7.43 | 3.05 | 3.94 |
| VOCACIÓN EXPORTADORA | ALTAMENTE ¹ EXPORTADORAS | | | COEFICIENTE | 0.106 ^c | -0.0331 | -0.0071 |
| | | 198 | 0.06 | T | 1.44 | -0.5 | -0.55 |
| | EXPORTADORAS ² | | | COEFICIENTE | 0.1418 ^a | 0.0359 ^a | 0.0223 ^a |
| | | 924 | 0.19 | t | 5.16 | 4.32 | 3.93 |
| | NO EXPORTADORAS ³ | | | COEFICIENTE | 0.2045 ^a | 0.0253 ^a | 0.0288 ^a |
| | | 1089 | 0.09 | t | 6.18 | 2.47 | 4.41 |
| RAZÓN DE LIQUEZ | LÍQUIDAS ⁴ | | | COEFICIENTE | 0.0511 ^a | 0.0237 ^a | 0.0163 ^a |
| | | 957 | 0.14 | t | 2.58 | 2.57 | 2.99 |
| | MEDIANAMENTE LÍQUIDAS ⁵ | | | COEFICIENTE | 0.0745 ^a | 0.0334 ^a | 0.0177 ^a |
| | | 858 | 0.13 | t | 2.45 | 3.46 | 2.93 |
| | NO LÍQUIDAS ⁶ | | | COEFICIENTE | 0.2424 ^a | 0.1669 ^a | 0.0435 ^a |
| | | 396 | 0.21 | t | 4.44 | 4.18 | 3.35 |
| RENTABILIDAD | RENTABLES ⁷ | | | COEFICIENTE | 0.1173 ^a | 0.03 ^a | 0.0184 ^a |
| | | 1782 | 0.13 | t | 4.67 | 4.59 | 4.5 |
| | NO RENTABLES ⁸ | | | COEFICIENTE | 0.1673 ^a | 0.0181 | 0.0279 ^b |
| | | 429 | 0.03 | t | 4.47 | 0.65 | 1.96 |
| MADUREZ | MADURAS ⁹ | | | COEFICIENTE | 0.0489 ^a | 0.0102 ^c | 0.0092 ^b |
| | | 825 | 0.16 | t | 2.56 | 1.33 | 2.06 |
| | RECIENTES ¹⁰ | | | COEFICIENTE | 0.1117 ^a | 0.0846 ^a | 0.0407 ^a |
| | | 1122 | 0.15 | t | 3.48 | 6.18 | 6.02 |

^a significativo al 1%, ^b significativo al 5% y ^c significativo al 10%. 1 Que exportan mas del 50 % de sus ventas totales. 2 Que exportan hasta el 50% de sus ventas totales.3 Emisoras cuyas ventas al extranjero es nula. 4 Emisoras de 34 trimestres con una razón de liquidez mayor a uno. 5 Emisoras con una razón de liquidez mayor entre 17 a 33 trimestres. 6 Emisoras de 0-16 trimestres con una razón de liquidez mayor a uno. 7 Emisoras cuya razón de rentabilidad promedio en los trimestres es positiva.8 Emisoras cuya razón de rentabilidad promedio en los trimestres es negativa. 9 Emisoras fundadas antes de 1960. 10 Emisoras fundadas después de 1960.

5.3.3 Razón de liquidez

Del cuadro 5.3 debe destacarse que las empresas clasificadas *a priori* como líquidas presentan menor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las medianamente líquidas y más aún que las no líquidas. Ahora con respecto al crédito, las empresas del grupo no líquidas tiene un coeficiente mucho mayor que las medianamente líquidas y las líquidas. De alguna manera estos resultados eran anticipables en el sentido que cuando se tienen características contables más deseables, presentan menores restricciones de liquidez y la inversión de las empresas no depende tanto del crédito interno, las ventas o el flujo de caja, si no tal vez de factores exógenos como la tasa de interés externa o las condiciones del mercado para la emisión de títulos de deuda o en su caso del tipo de cambio real, si la fuente de financiamiento es externa. Los resultados para la variable de ventas son análogos a los de crédito y flujo de caja.

5.3.4 Vocación exportadora

Definitivamente el coeficiente de la variable flujo de caja, es mayor y mas significativo para las empresas no exportadoras, que para las exportadoras y más aún que para las empresas altamente exportadoras. Sugiriendo mayores restricciones de liquidez para el conjunto de empresas no exportadoras. El coeficiente de la variable crédito es más grande y estadísticamente más significativo para el conjunto de empresas no exportadoras, que para las exportadoras aunque para las altamente exportadoras no es estadísticamente significativo. Sugiriéndose que las empresas altamente exportadoras tienen fuentes alternas de financiamiento y este no necesariamente es nacional, ya que al correr una regresión con el tipo de cambio real para estos grupos de empresas se encontró que el coeficiente del tipo de cambio real es mayor para las empresas altamente exportadoras que para las exportadoras y las no exportadoras.²⁰

A lo largo de este estudio se ha encontrado que aquellas empresas que tienen características contables más deseables, son menos sensibles al flujo de caja y crédito. Entonces las empresas altamente exportadoras enfrentarían menores restricciones de liquidez y es muy probable que sean empresas mucho más sólidas en el mercado y tengan mayor reputación y prestigio para ocupar este estatus.

²⁰ El coeficiente de tipo de cambio real (TCRPP) es 0.0357 para las empresas altamente exportadoras, 0.0167 para las empresas exportadoras y 0.0141 para las no exportadoras.

5.3.5 Madurez

Las empresas recientes muestran mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las empresas maduras, probablemente como consecuencia que las asimetrías de información son más severas en el caso de las empresas recientes que para las empresas maduras que están perfectamente bien consolidadas en el mercado. Las empresas recientes se enfrentan al problema del aumento de las tasas de interés por parte de sus acreedores, como resultado de mayores costos de monitoreo y problemas de selección adversa y riesgo moral. Por eso mejor prefieren el autofinanciamiento con el flujo de caja. Este mismo grupo de empresas recientes muestra una mayor dependencia de las ventas y crédito que las empresas maduras.

5.3.6 Endeudamiento

El coeficiente del flujo de caja es mayor y estadísticamente más significativo para el grupo de emisoras con mayor nivel de endeudamiento que las de menor deuda. Esto indica que las empresas más endeudadas sufren mayores restricciones de liquidez. La variable de crédito no es significativa para el grupo de empresas más endeudadas, hecho que nos sorprende porque hubiéramos esperado significancia de la variable, una atenuante podría ser el reducido número de observaciones que caen en esta categoría. Véase cuadro 5.4.

5.3.7 Concentración

En cuanto al nivel de concentración de las empresas, se obtiene un coeficiente de flujo de caja más grande para las empresas no concentradas, que para las empresas medianamente concentradas y las empresas concentradas. La variable de crédito es más relevante para el grupo de emisoras con menor poder de mercado que para el resto. Este resultado era anticipado desde el momento que las empresas que tienen una mayor cuota de mercado son empresas más consolidadas en su ramo productivo. Ello sugiere que a medida que se tenga mayor poder de mercado, las empresas son más holgadas y son por tanto más robustas en sus estados financieros. Véase cuadro 5.4

Cuadro 5.4 Clasificación de las empresas según su razón de endeudamiento, su concentración, crédito con proveedores y el sector al que pertenecen.

| MODELO DEL ACELERADOR CON MCG Y EFECTOS FIJOS (1993:1 - 2001:2) | | | | | | | |
|---|--|------------|-------------------------|-------------|------------------------|-----------------------------|---------------------|
| | CLASIFICACIÓN VARIABLE INDEPENDIENTE | No. De Obs | R ² ajustada | ESTADÍSTICO | CFit/K _{it-1} | D(VENTAS)/K _{it-1} | CRÉDITO |
| RAZÓN DE ENDEUDAMIENTO | MAS ENDEUDADAS ¹ | 99 | 0.19 | COEFICIENTE | 0.3489 ^a | 0.0714 | -0.0284 |
| | | | | t | 5.27 | 0.46 | -0.405 |
| | MENOS ENDEUDADAS ² | 2112 | 0.03 | COEFICIENTE | 0.1503 ^a | 0.2996 ^a | 0.0207 ^a |
| | | | | t | 7.01 | 4.73 | 5.29 |
| CONCENTRACIÓN | CONCENTRADAS ³ | 462 | 0.16 | COEFICIENTE | 0.0894 ^c | 0.0562 ^a | 0.0179 ^b |
| | | | | t | 1.47 | 2.37 | 2.15 |
| | MEDIANAMENTE ⁴ CONCENTRADAS | 594 | 0.14 | COEFICIENTE | 0.148 ^a | 0.0167 ^b | 0.019 ^a |
| | | | | t | 2.94 | 1.9 | 2.79 |
| | NO CONCENTRADADAS ⁵ | 1188 | 0.13 | COEFICIENTE | 0.1605 ^a | 0.0469 ^a | 0.0295 ^a |
| | | | | t | 6.46 | 4.4 | 4.72 |
| CRÉDITO CON PROVEEDORES | PROVEEDORES ⁶ | 1089 | 0.15 | COEFICIENTE | 0.1375 ^a | 0.0335 ^a | 0.0169 ^a |
| | | | | t | 5.1 | 4.08 | 3.46 |
| | NO PROVEEDORES ⁷ | 1122 | 0.1 | COEFICIENTE | 0.1285 ^a | 0.0283 ^b | 0.0263 ^a |
| | | | | t | 4.21 | 1.91 | 4.04 |
| SECTOR AL QUE PERTENECEN | TRANSFORMACIÓN | 924 | 0.17 | COEFICIENTE | 0.0219 ^a | 0.038 ^a | 0.0367 ^a |
| | | | | t | 4.5 | 9.73 | 9.69 |
| | COMERCIO | 429 | 0.05 | COEFICIENTE | 0.1273 ^b | 0.0237 ^b | 0.0145 ^c |
| | | | | t | 2.12 | 2.18 | 1.52 |
| | COM Y TRANSP | 99 | 0.22 | COEFICIENTE | 0.6122 ^a | 0.2534 ^b | 0.0436 ^c |
| | | | | t | 3.61 | 1.99 | 1.44 |
| | CONSTRUCCIÓN | 330 | 0.11 | COEFICIENTE | 0.2429 ^a | 0.0156 | 0.061 ^a |
| | | | | t | 4.58 | 0.61 | 3.42 |
| | SERVICIOS | 99 | 0.01 | COEFICIENTE | -0.2703 ^c | -0.3449 ^b | -0.0187 |
| | | | | t | -1.64 | -1.82 | -0.61 |
| | EXTRACTIVA | 66 | 0.006 | COEFICIENTE | 0.1324 ^c | 0.0838 ^c | -0.0103 |
| | | | | t | 1.34 | 1.31 | -1.12 |
| VARIOS | 264 | 0.28 | COEFICIENTE | 0.084 | 0.0874 ^a | 0.0383 ^a | |
| | | | t | 0.78 | 4.42 | 4.129 | |

^a significativo al 1%, ^b significativo al 5% ^c significativo al 10%. 1 Cuya razón de endeudamiento (pasivo total/activo total) es mayor a uno. 2 Cuya razón de endeudamiento está entre cero y uno. 3 Poseen mas del 15% de la cuota de mercado. 4 Poseen entre el 15 y 5% de la cuota de mercado. 5 Con una cuota de mercado menor del 5%. 6 Disponibilidad de crédito (proveedores /pasivo total) cuya razón es mayor del 15%. 7 Cuya razón de proveedores es menor del 15%.

5.3.8 Crédito con proveedores

Según la encuesta que realiza periódicamente el Banco de México, en el cuarto trimestre del 2001 el rubro de proveedores ocupó el 52.3% del total de crédito privado²¹. Ello es un reflejo de la gran restricción de crédito de los sectores tradicionales de la banca. Aquella empresa que tiene acceso al sistema bancario o que incluso tiene el acceso a crédito externo, es razonable esperar que tenga menores restricciones de liquidez. El cuadro 5.4 indica que las empresas con una razón de proveedores mayor del 15% tienen mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las empresas con una razón menor del 15% clasificadas como no proveedores. Entonces los resultados sugieren que las emisoras que tienen mayor financiamiento por la vía de proveedores tienen mayores restricciones de liquidez. Para las empresas clasificadas como no proveedores la variable de crédito tiene un coeficiente mas alto, sobreentendiéndose que tales empresas utilizan otras alternativas de financiamiento como podría ser el crédito bancario, crédito externo o la emisión de títulos de deuda.

5.3.9 Sector al que pertenecen

La variable de crédito solo resultó significativa para las empresas del sector transformación, construcción y varios, para el resto de los sectores no es relevante. Los sectores que muestran mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja son sector comercio, comunicaciones y transportes y el sector de la construcción.

Una vez que hemos analizado cada grupo de empresas podemos destacar una característica común de todas ellas: los grupos de empresas con características contables más deseables presentan menor sensibilidad de la inversión al flujo de caja y menores coeficientes de la variable crédito, por otra lado, las empresas con características contables menos deseables, tienen coeficientes de flujo de caja y crédito mucho más altos, lo que nos indicaría que estas últimas son empresas con mayores restricciones de liquidez.

²¹ Boletín de prensa de Banxico. Evolución del financiamiento de las empresas durante el trimestre octubre-diciembre del 2001, el por ciento restante es como sigue. Bancos comerciales 21.4%, empresas del grupo corporativo 12.8%, bancos extranjeros 5.3%, banca de desarrollo 2.7% y otros 5.5%

VI ANÁLISIS DE LA INVERSIÓN AGREGADA

A continuación se estudia la relación de largo plazo entre la inversión, el producto interno bruto y el crédito agregado. Para ello se realizan las pruebas correspondientes de raíz unitaria y las pruebas de cointegración por tres métodos que a saber son: prueba de Engle y Granger, prueba de Johansen y Mecanismo de Corrección de Error. Para ello se utilizan los datos agregados de Inversión, PIB y Crédito, correspondientes al periodo de 1981:1 a 2001:2 cuya fuente es Banco de México e INEGI.

La finalidad es determinar la relación de largo plazo existente entre estas variables una vez que hemos visto que a nivel de firma estas variables son importantes para explicar la inversión, podríamos intuir que a nivel agregado también lo fueran, sin embargo y para sorpresa nuestra, se encontró que no hay cointegración entre la inversión y el crédito agregado, es decir, no existe una relación de largo plazo entre tales variables. Como un ejercicio adicional, se incluye la tasa de interés externa, tomando como *proxie* la tasa de interés a tres meses de los certificados de depósito de los Estados Unidos.

6.1 PRUEBAS EMPÍRICAS DE RAÍZ UNITARIA DE LAS VARIABLES INVERSIÓN, CRÉDITO Y PIB.

Para la aplicación apropiada de las pruebas de raíz unitaria primero se debe identificar gráficamente la forma de la función que se vaya a estudiar y determinar si tiene intercepto, tendencia e intercepto o no tiene ninguno de estos, aunque no hay un criterio definitivo. Posteriormente se lleva a cabo la prueba Dickey-Fuller (DF), se revisan los residuales y si estos están autocorrelacionados, se aplica la prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA), de otra manera solo es procedente la DF, misma que en EViews se realiza como si fuese DFA, pero con cero rezagos. La prueba DFA se aplica cuando los residuales de la prueba DF presentan correlación serial de orden mayor a uno.

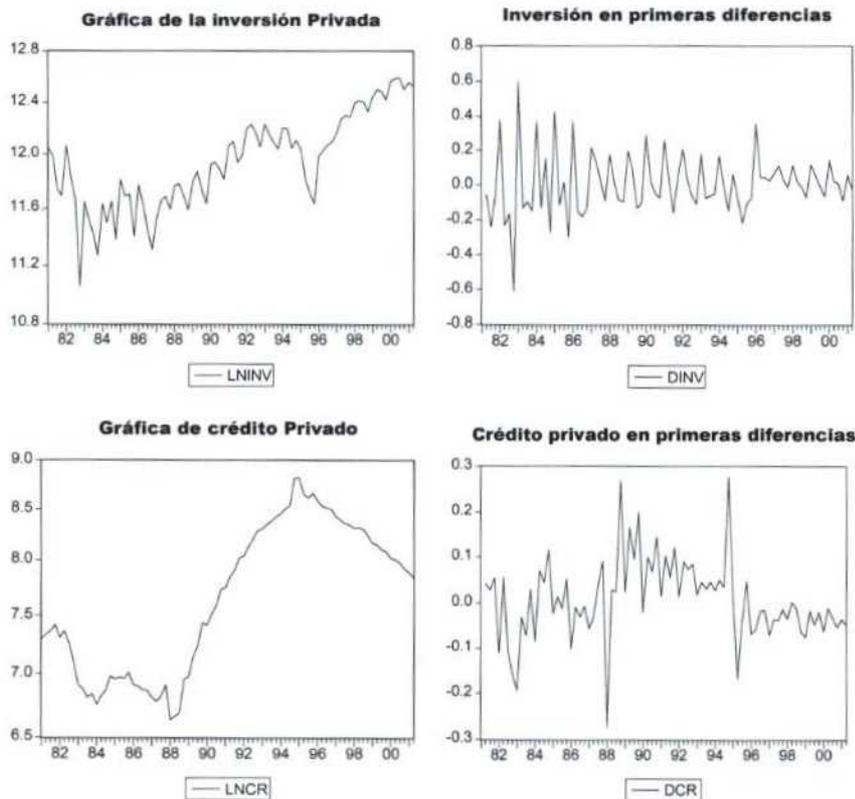
La diferencia entre las pruebas DFA y PP, radica en la forma de controlar el problema de correlación serial, a fin de obtener estimadores consistentes e insesgados. La primera corrige correlación serial por medio de la inclusión de diferencias rezagadas de la variable endógena, mientras que la segunda

realiza una corrección no paramétrica del estadístico t sobre el coeficiente γ de una ecuación como

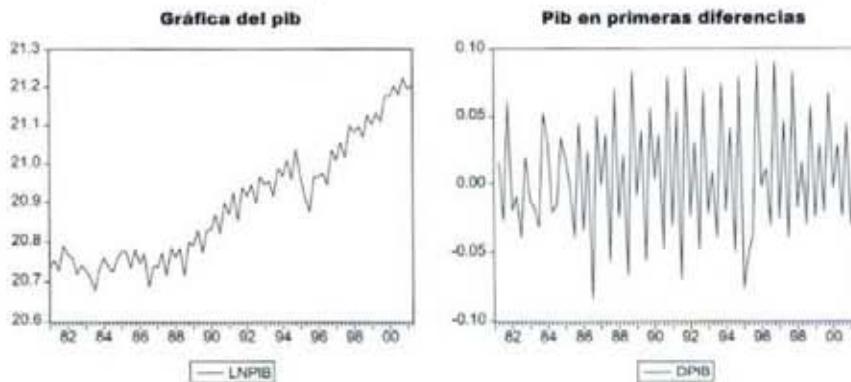
$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Para determinar el número de rezagos apropiados a utilizar en las pruebas de raíz unitaria DFA se recurre al estadístico de Akaike así como al criterio de Schwarz, probando para diferentes rezagos y se elige aquel que tenga el valor mínimo.²² Para la prueba de raíz unitaria de PP se toma en cuenta el número de rezagos sugerido por Newey-West.

A continuación se presentan las gráficas de las variables tanto en niveles como en primeras diferencias. Destacando por simple inspección visual no son estacionarias en niveles, pero en primeras diferencias, al parecer sí.



²² Si hay discrepancia entre los dos estadísticos, se elige al de la R^2 ajustada más alta de las dos opciones.



En el cuadro 6.1 se muestra el correlograma en niveles de las tres series que estamos estudiando y de éste se desprende que las tres series no son estacionarias porque los valores del coeficiente de autocorrelación son muy cercanos a uno en los primeros rezagos y después se desvanece, pero muy lentamente.

Cuadro 6.1 Correlograma del PIB, Inversión y Crédito.

| Rezago | Producto Interno Bruto | | Inversión | | Crédito | |
|--------|------------------------|------------------|-----------|--------|---------|--------|
| | AC ^a | PAC ^b | AC | PAC | AC | PAC |
| 1 | 0.926 | 0.926 | 0.852 | 0.852 | 0.989 | 0.989 |
| 2 | 0.908 | 0.355 | 0.788 | 0.225 | 0.975 | -0.178 |
| 3 | 0.842 | -0.235 | 0.747 | 0.133 | 0.955 | -0.24 |
| 4 | 0.842 | 0.311 | 0.784 | 0.357 | 0.934 | 0.016 |
| 5 | 0.766 | -0.361 | 0.651 | -0.467 | 0.903 | -0.436 |
| 6 | 0.745 | 0.082 | 0.575 | -0.047 | 0.873 | 0.175 |
| 7 | 0.685 | 0.042 | 0.541 | 0.142 | 0.838 | -0.129 |
| 8 | 0.686 | 0.095 | 0.575 | 0.112 | 0.803 | -0.07 |
| 9 | 0.615 | -0.23 | 0.456 | -0.243 | 0.76 | -0.225 |
| 10 | 0.596 | 0.057 | 0.402 | 0.099 | 0.717 | 0.003 |
| 11 | 0.535 | -0.008 | 0.381 | 0.056 | 0.67 | -0.047 |
| 12 | 0.536 | 0.053 | 0.415 | -0.016 | 0.624 | 0.047 |
| 13 | 0.469 | -0.135 | 0.312 | -0.103 | 0.572 | -0.13 |
| 14 | 0.45 | -0.005 | 0.256 | -0.035 | 0.522 | -0.022 |
| 15 | 0.391 | 0.018 | 0.248 | 0.078 | 0.469 | -0.003 |
| 16 | 0.392 | 0.023 | 0.27 | -0.068 | 0.419 | 0.014 |
| 17 | 0.328 | -0.111 | 0.188 | 0.014 | 0.364 | -0.111 |
| 18 | 0.319 | 0.088 | 0.13 | -0.072 | 0.309 | -0.082 |
| 19 | 0.269 | 0.024 | 0.128 | 0.034 | 0.252 | -0.031 |
| 20 | 0.281 | 0.032 | 0.163 | 0.08 | 0.199 | 0.005 |
| 21 | 0.23 | -0.062 | 0.108 | 0.031 | 0.14 | -0.15 |
| 22 | 0.227 | 0.014 | 0.08 | 0.048 | 0.082 | -0.119 |
| 23 | 0.184 | 0.011 | 0.108 | 0.077 | 0.023 | -0.003 |

^a Coeficiente de autocorrelación, ^b Coeficiente de autocorrelación parcial

Nótese que aún después de 20 rezagos el coeficiente de autocorrelación no ha llegado a cero, lo que es signo inequívoco de series de tiempo no estacionarias. Sin embargo, debemos recurrir a las pruebas estadísticas, las cuales son más sofisticadas y naturalmente, mucho más confiables.

En la prueba Dickey-Fuller Aumentada para determinar si existe raíz unitaria en la serie se revisan los valores de τ y se contrastan con los valores críticos obtenidos por MacKinnon. Si resulta que el valor de τ en términos absolutos es mayor que los valores críticos (los cuales son negativos), entonces la serie no tiene raíz unitaria y se dice que la serie es estacionaria. En el cuadro 6.2 se presentan los resultados de las pruebas estadísticas de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada en la que se encontró que tanto el PIB como la Inversión y el crédito tienen raíz unitaria en niveles, pero en primeras diferencias se rechaza la hipótesis nula sobre la existencia de raíz unitaria, lo que indica que las series son integradas de orden uno.

Cuadro 6.2. Pruebas ADF de raíz unitaria.

| Variable | ADF (τ) | Rezagos | Significancia | Características |
|----------|----------------|---------|---------------|-----------------|
| LnInv | -0.8609 | 4 | No | Intercepto |
| DlnInv | -3.8049 | 3 | 1% | Nada |
| LnPIB | -0.6433 | 1 | No | Intercepto |
| DlnPIB | -2.8040 | 3 | 1% | Nada |
| LnCr | -1.0134 | 2 | No | Intercepto |
| DlnCr | -2.5848 | 4 | 5% | Nada |

Como una medida de refuerzo se lleva a cabo la prueba Phillips-Perron para identificar un cambio estructural en la serie tanto en niveles como en primeras diferencias, hallándose que para las tres series en estudio no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en niveles y en primeras diferencias se rechaza la hipótesis de raíz unitaria. Véase cuadro 6.3

Cuadro 6.3. Pruebas PP de raíz unitaria.

| Variable | PP (τ) | Rezagos | significancia | Características |
|----------|---------------|---------|---------------|-----------------|
| LnInv | -1.3506 | 3 | No | Intercepto |
| DlnInv | -14.6756 | 3 | 1% | Nada |
| LnPIB | 0.5186 | 3 | No | Intercepto |
| DlnPIB | -18.8831 | 3 | 1% | Nada |
| LnCr | -0.8466 | 3 | No | Intercepto |
| DlnCr | -7.1409 | 3 | 1% | Nada |

Hay coincidencia en los resultados de las dos pruebas estadísticas y estas son congruentes con lo que habíamos anticipado al revisar el correlograma de cada serie por lo que a manera de síntesis el orden de integración queda como se indica a continuación.

Cuadro 6.4 Orden de integración de las variables

| Variable | Orden |
|-----------|-------|
| Inversión | I(1) |
| PIB | I(1) |
| Crédito | I(1) |

Las tres series no son estacionarias en niveles, pero una vez que se sacan primeras diferencias se vuelven estacionarias, por lo que se dice que son de orden de integración uno. Ya que hemos identificado el orden de integración de las variables, procedemos a la realización del análisis de cointegración y sus relaciones de largo plazo.

6.2 PRUEBAS EMPÍRICAS DE COINTEGRACIÓN ENTRE LA INVERSIÓN, PIB Y CREDITO

Ya señalamos los tres métodos que vamos a utilizar en este estudio, esperamos que entre los tres haya similitud en los resultados esenciales, esto es, que las ecuaciones de largo plazo sean muy similares entre sí. Se pretende encontrar una relación de cointegración o de largo plazo entre la inversión, PIB y crédito.

6.2.1 Engle y Granger

Las variables a utilizar en esta prueba son la inversión privada, producto interno bruto y crédito privado, se espera que los coeficientes de la regresión sean significativos y naturalmente que no sean espurios, para ello los residuales deben ser estacionarios, para que exista cointegración entre ellos.

Sea la ecuación

$$\text{LnInv}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnPIB}_t + \alpha_2 \text{LnCr}_t + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

Se estima la regresión de la ecuación (6.1) por el método de mínimos cuadrados ordinarios, donde LnInv es la inversión agregada en forma logarítmica, LnPIB es el Producto interno Bruto también en forma logarítmica y LnCr es el logaritmo del crédito agregado. Los términos α_0 , α_1 y α_2 son los parámetros a estimar y ε_t es el término de error. Los resultados se muestran en el cuadro siguiente.

Cuadro 6.5 Resultados de la regresión de la ecuación cointegradora

| Variable | Coefficiente | t de student |
|-------------------------|-----------------------|--------------|
| C | -30.2771 ^a | -8.38 |
| LnPIB | 2.0177 ^a | 10.94 |
| LnCr | 0.0078 | 0.18 |
| R ² ajustada | 0.78 | |
| Estadístico F | 148.73 | |
| Periodo | 1981:1 2001:2 | |

^a significativo al 1%

El cuadro anterior muestra que el coeficiente de la variable PIB es significativo, el coeficiente es positivo, lo que es totalmente coherente con la teoría. A mayor PIB corresponde mayor inversión, porque el conjunto de la economía se reactiva y todo el sistema productivo se alienta, como un efecto acelerador. Sin embargo, el coeficiente de la variable crédito no es significativo estadísticamente, aunque

tiene el signo esperado. Este hallazgo es sorprendente porque esperábamos que la inversión cointegrara con la variable de crédito.

6.2.2 Mecanismo de Corrección de Error.

Si bien, los estimadores son consistentes, Banerjee et al. (1993) mostró a través de estudios Monte Carlo que puede haber considerable sesgo en muestras pequeñas y sugiere la estimación del parámetro de largo plazo corriendo una regresión dinámica en lugar de una regresión estática como la descrita en la ecuación (6.1). Los autores proponen estimar los parámetros de largo plazo por un MCE incorporando términos dinámicos. El método fue desarrollado en varios artículos por Hendry, se involucra la adición de términos en diferencias, tanto de la variable endógena como de las variables exógenas con tantos rezagos sean necesarios para evitar autocorrelación. La idea es incluir un número de rezagos suficientes y luego ir descartando aquellos términos que no resulten significativos. A esta estrategia se le denomina de general a particular y se utiliza comúnmente en estudios de este género.

Se argumenta que el MCE es una prueba mucho más robusta para probar cointegración, El MCE tiene su fundamento teórico a partir de los trabajos de Granger (1981) y Engle y Granger (1987). El modelo de corrección de error (MCE) para las variables Inversión privada con PIB y crédito se plantea de la siguiente manera.

$$\Delta Inv = c + \gamma [Inv_{(-1)} - \Pi_1 PIB_{(-1)} - \Pi_2 CR_{(-1)}] + \phi \Delta Inv_{(-T)} + \varphi \Delta PIB + \eta \Delta PIB_{(-T)} + \pi \Delta CR + \Gamma \Delta CR_{(-T)} + \Phi DY95 + \psi DC_t + \varepsilon_t \quad \text{donde } T=1, \dots, 4 \quad (6.2)$$

Donde la variable dependiente ΔInv es la primer diferencia de la Inversión, las variables independientes son $[*]$ término de corrección de error de largo plazo (los regresores incluidos en el corchete determinan la relación de largo plazo de la variable dependiente, el coeficiente γ es la velocidad de ajuste para corregir las desviaciones, respecto a la relación de largo plazo, Inv es la inversión agregada, PIB es el producto interno bruto, Cr es el crédito agregado; las variables con delta (Δ) indica que están en primeras diferencias y van desde cero hasta cuatro rezagos, ($DY95$) es una variable binaria que adopta el

valor de uno en el tercer trimestre del año 1995 y cero en cualquier otro caso, DC son variables binarias centradas.

Las variables binarias centradas son variables que recientemente se usan en los modelos econométricos con la finalidad de captar los efectos estacionales de las series. En estas, los efectos representan desviaciones alrededor de una media, en lugar de desviaciones de una categoría de referencia, es decir las DC no contribuyen a la tendencia de la serie. Se tiene la convención que tales efectos deben sumar cero, puede usarse -1 's, 0 's o 1 's u otra combinación de números cuya combinación sume cero. En nuestro caso, que usamos datos trimestrales, $DC1$ toma el valor de 0.75 para el primer trimestre y las tres restantes -0.25 para los otros tres trimestres, sumando cero. Para el segundo trimestre $DC2$ adopta el valor de 0.75 y las otras tres restantes nuevamente asumen el valor de -0.25 y así sucesivamente para cada trimestre de todos los años de la muestra. ε_t es el término error y c es el intercepto. $\Pi, \Phi, \psi, \eta, \phi, \varphi, \pi, \Gamma$ son las variables a estimar.

Naturalmente, suponemos que el término de error está normal e idénticamente distribuido con media cero y varianza Σ y se denota como $\varepsilon_t \sim Niid(0, \Sigma)$. Se corre esta regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y se tienen los siguientes resultados contenidos en el cuadro 6.6.

Evidentemente muchas de las variables explicatorias no son significativas aún y cuando se han agregando variables estacionales centradas y la variable dummy.²³ Esta variable adopta el valor de 1 en el tercer trimestre de 1995 y cero en cualquier otro caso, lo anterior porque como resultado de la crisis de 1995 en ese trimestre se registra un movimiento muy brusco en las variables de inversión, crédito y PIB.

²³ También se les conoce como variables binarias

Cuadro 6.6 Mecanismo de Corrección de Error ampliado

| Variable | $\Delta \ln v$ | t-Estadística |
|-------------------------|----------------|---------------|
| C | -14.3415 | -3.00 |
| INV(-1) | -0.5002 | -4.27 |
| PIB(-1) | 0.9715 | 3.32 |
| CR(-1) | -0.0039 | -0.17 |
| Δ INV(-1) | -0.1726 | -1.26 |
| Δ INV(-2) | -0.1935 | -1.49 |
| Δ INV(-3) | -0.2058 | -1.72 |
| Δ INV(-4) | -0.0965 | -0.88 |
| Δ PIB | 3.4778 | 6.95 |
| Δ PIB(-1) | 1.3433 | 1.68 |
| Δ PIB(-2) | 2.3300 | 3.06 |
| Δ PIB(-3) | 1.3149 | 1.71 |
| Δ PIB(-4) | 1.1032 | 1.53 |
| Δ CR | 0.0961 | 0.66 |
| Δ CR(-1) | -0.0202 | -0.14 |
| Δ CR(-2) | -0.1363 | -0.92 |
| Δ CR(-3) | 0.2981 | 1.87 |
| Δ CR(-4) | -0.0985 | -0.66 |
| DC1 | 0.4783 | 4.70 |
| DC2 | 0.1759 | 2.69 |
| DC3 | 0.3751 | 3.47 |
| D1995 | -0.0624 | -0.53 |
| R ² ajustada | 0.8408 | |
| RSS | 0.2811 | |
| EER | 0.0715 | |
| Muestra | 1982:2 2001:2 | |

Todas las variables están en logaritmos, RSS es la suma de los residuos al cuadrado, EER suma de los errores de la regresión.

Siguiendo el método de general a particular desarrollado en Jhonston y DiNardo (1997) se eliminan de la ecuación aquellas variables no significativas, y se verifica que en cada cancelación de alguna variable del modelo se aumente la R² y el criterio de Akaike se haga más pequeño. El modelo queda de la siguiente manera.

Cuadro 6.7. Mecanismo de Corrección de Error solo con variables significativas

| Variable | Δ Inv | t-Estadística |
|-------------------------|---------------|---------------|
| C | -11.6820 | -3.88 |
| INV(-1) | -0.4009 | -4.91 |
| PIB(-1) | 0.7872 | 4.20 |
| Δ PIB | 3.3719 | 7.72 |
| Δ PIB(-2) | 1.7056 | 3.88 |
| DC1 | 0.6194 | 12.11 |
| DC2 | 0.1749 | 4.26 |
| DC3 | 0.4635 | 8.86 |
| R ² ajustada | 0.8214 | |
| RSS | 0.4194 | |
| EER | 0.0769 | |
| Muestra | 1982:1 2001:2 | |

Todas las variables están en logaritmos, RSS es la suma de los residuos al cuadrado, EER suma de los errores de la regresión.

Los resultados del Mecanismo de Corrección de Error, al igual que la ecuación cointegradora de Engle y Granger indican que la variable de crédito no es significativa, por lo que no puede existir una relación de largo plazo entre las variables, es decir, no existe cointegración. Conforme a los valores críticos de la velocidad de ajuste, contenido en Pesaran et al. (1999) la t estadística es de -3.99 cuyo valor absoluto es menor que el valor absoluto de -4.91 obtenido de la regresión, lo que indica que existe cointegración, pero esta cointegración o relación de largo plazo es entre la inversión y el PIB, pero no con el crédito.

Se hubiera esperado que la inversión mantuviera una relación de largo plazo con el crédito, sin embargo acabamos de ver que no. La razón podría ser que el crédito es una variable más relevante para el conjunto de empresas medianas y pequeñas que para las grandes empresas. Además las empresas grandes tienen mayor acceso al crédito externo, mismo que bajo ciertas condiciones resulta ser una fuente de financiamiento más barata, sobre todo cuando las condiciones de riesgo moral y asimetrías de información no son tan adversas para el otorgamiento de crédito externo, provisto por los mercados internacionales.

Musalem (1989) realiza un estudio sobre la inversión privada en México entre 1960 y 1987. Encuentra que la inversión es sensible a la tasa de interés real, al precio relativo de la inversión y a la tasa

de utilización de la capacidad. Por su parte, Herrera (2000) realiza un estudio de la inversión con una especificación *ad hoc* con la literatura empírica y encuentra que la inversión mantiene una relación de largo plazo con el PIB, el precio relativo de la inversión respecto al consumo y la inversión pública. El autor señala que la dinámica de corto plazo se explica por un proceso gradual de ajuste hacia su tendencia de equilibrio, perturbaciones generadas por el crecimiento del PIB, el crecimiento de la inversión extranjera directa y la tasa de interés del bono estadounidense a tres meses. Indica que la inclusión del financiamiento doméstico en la regresión de inversión no aporta información adicional al análisis.

En nuestro caso, la especificación de la inversión tampoco mantiene una relación de largo plazo con el crédito. Si reconocemos que la mayor parte de la inversión la realizan las grandes empresas, tan solo las 67 emisoras comprendidas en la muestra para el estudio de restricciones de liquidez, representan aproximadamente el 11% de la inversión de todo el país. Es comprensible entonces, que a escala agregada se incluyan todas las empresas y se sienta la hegemonía de las grandes compañías para las cuales el crédito doméstico es poco relevante, luego entonces, para la economía en su conjunto el crédito doméstico no resulta significativo y por tanto no existe cointegración entre la inversión privada y el crédito doméstico.

Si la intuición anterior es correcta, el hecho de agregar una variable *proxie* que capte el otorgamiento de crédito externo a las empresas mexicanas, podría ayudar a explicar una relación de largo plazo con la inversión. Una buena aproximación de esta variable podría ser el costo de este financiamiento expresado en la tasa de interés de los Estados Unidos, dado que los mercados mundiales se rigen en buena medida por esta variable y además tomando en cuenta que más del 70% de nuestro comercio exterior se realiza con este país, tiene sentido tomar esta variable como *proxie*.

6.3 PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN ENTRE LA INVERSIÓN, PIB Y TASA DE INTERÉS REAL EXTERNA.

Los datos de la tasa de interés nominal corresponden al rendimiento de los certificados de depósito a tres meses y están dados a una frecuencia trimestral y se obtuvo de la Reserva Federal de los Estados Unidos. Para convertir la tasa de interés nominal a real, a la tasa nominal se le restó el índice de precios al

consumidor de los Estados Unidos²⁴, esta última se obtuvo también de la Reserva Federal. Al igual que el PIB, la Inversión y la tasa de interés comprenden el periodo de 1981:1 a 2002:2

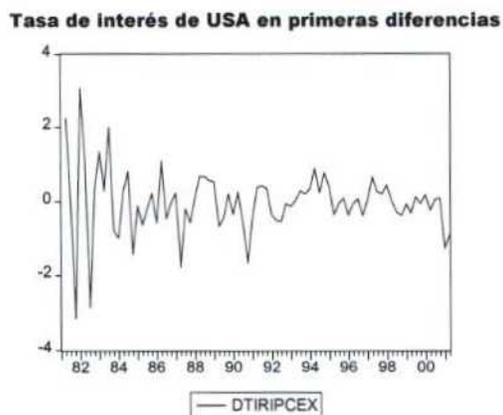
Antes de proceder a las pruebas de cointegración, ahora con la tasa de interés de los Estados Unidos realizamos las pruebas de raíz unitaria.

Siguiendo un procedimiento análogo al realizado en el apartado 6.2, inspeccionamos las gráficas y su correlograma.

Cuadro 6.8 Correlograma de la tasa de interés real externa

| Rezago | AC | PAC |
|--------|--------|--------|
| 1 | 0.818 | 0.818 |
| 2 | 0.685 | 0.047 |
| 3 | 0.683 | 0.336 |
| 4 | 0.579 | -0.240 |
| 5 | 0.508 | 0.150 |
| 6 | 0.477 | -0.090 |
| 7 | 0.403 | 0.011 |
| 8 | 0.385 | 0.107 |
| 9 | 0.383 | 0.011 |
| 10 | 0.322 | -0.042 |
| 11 | 0.270 | -0.091 |
| 12 | 0.240 | -0.009 |
| 13 | 0.191 | -0.047 |
| 14 | 0.127 | -0.089 |
| 15 | 0.048 | -0.141 |
| 16 | 0.014 | 0.085 |
| 17 | 0.002 | -0.016 |
| 18 | -0.007 | 0.119 |
| 19 | 0.020 | 0.092 |
| 20 | 0.022 | -0.019 |
| 21 | 0.013 | 0.017 |
| 22 | 0.008 | -0.119 |
| 23 | -0.037 | -0.069 |
| 24 | -0.088 | -0.085 |

²⁴ La tasa de interés real se conformó de la siguiente manera: partiendo del Índice de Precios al Consumidor de los Estados Unidos (IPC) en frecuencia mensual, se anualiza restando al IPC del mes actual el IPC del mismo mes del año anterior. Posteriormente a la tasa de interés nominal del periodo actual se le restó al IPC anualizado de un periodo inmediato anterior y se obtuvo la tasa de interés real para cada uno de los meses, para trimestralizarla se sacó el promedio simple.



El correlograma y las gráficas sugieren que la tasa de interés real externa no es estacionaria porque hasta el rezago 18 el coeficiente de autocorrelación parcial llega a ser cero. Sin embargo, para tener mayor certeza se efectúan las pruebas formales de raíz unitaria.

El cuadro 6.9 muestra que tanto la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron coinciden en señalar que la tasa de interés externa es no estacionaria a niveles y que sus primeras diferencias son estacionarias, por lo que se concluye que la tasa de interés es integrada de orden uno $I(1)$.

Cuadro 6.9 Pruebas de raíz unitaria.

| Variable | (τ) | Rezagos | Significancia | Características |
|-------------------|------------|---------|---------------|-----------------|
| Prueba ADF | | | | |
| Tirex | -1.6834 | 4 | No | Intercepto |
| Dtirex | -5.2933 | 3 | 1% | Intercepto |
| Prueba PP | | | | |
| Tirex | -2.2944 | 3 | No | Intercepto |
| Dtirex | -10.5154 | 3 | 1% | Intercepto |

Tirex es la tasa de interés a tres meses de los certificados de depósito de los Estados Unidos a niveles y Dtirex su primer diferencia.

6.31 Prueba de Engle y Granger

A continuación se lleva a cabo la prueba de Engle y Granger teniendo como variable independiente la inversión agregada ($LnInv$) el logaritmo del PIB ($LnPIB$) y la tasa de interés externa ($TIREX$), corriendo la ecuación siguiente.

$$LnInv_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnPIB + \alpha_2 TIREX + \varepsilon_t \quad (6.3)$$

Se espera que sus coeficientes sean estadísticamente significativos. Además, que el signo del coeficiente del PIB sea positivo, esto es, a mayor PIB corresponde mayor Inversión porque se da el efecto multiplicador descrito en la teoría keynesiana, cuando se reactiva la economía aumenta la demanda, esta hace que se agranden las necesidades de mas capacidad de planta y equipo y al aumentar esta capacidad también amplifica el producto nacional dándose un circulo virtuoso.

El signo de la tasa de interés externa debe ser negativo, porque a menor tasa de interés corresponde una mayor inversión, ya que los proyectos productivos se tornan más rentables que cuando se tienen cargas pesadas como la tasa de interés. En la medida que las tasas de interés sean bajas se fomenta la inversión en planta y equipo y se puede renovar la planta productiva.

Los resultados de la ecuación cointegradora son los esperados, el PIB tiene un coeficiente positivo de 1.94 y significativo al 5%, mientras que la tasa de interés externa tiene un coeficiente negativo de 0.02 y significativo al 10%.

Cuadro 6.10. Resultados de la regresión de la ecuación cointegradora

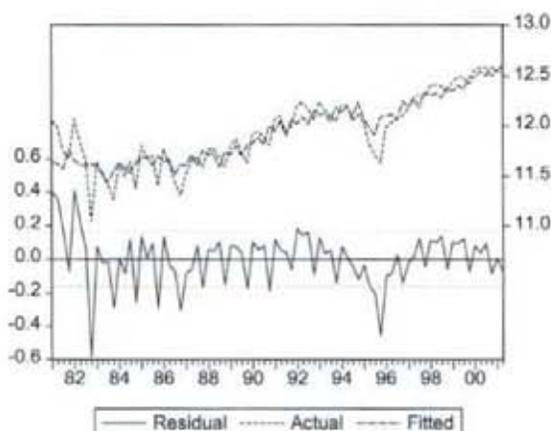
| Variable | Coficiente | t de student |
|-------------------------|-----------------------|--------------|
| C | -28.6011 ^a | -10.35 |
| LnpiB | 1.9433 ^a | 14.79 |
| TIREX ^a | - 0.0220 ^c | -1.66 |
| R ² ajustada | 0.79 | |
| Estadístico F | 155.24 | |
| Periodo | 1981:1 2001:2 | |

^a significativo al 1%, ^b significativo al 5% ^c significativo al 10%.

Los resultados anteriores no son espurios si los residuales de la ecuación son estacionarios a niveles. El término de los residuales o de perturbación tiene la forma

$$\varepsilon_t = \text{LnInv}_t - \alpha_0 - \alpha_1 \text{LnPIB}_t - \alpha_2 \text{TIREX}_t \quad (6.4)$$

y su representación gráfica es la siguiente.



El siguiente paso es llevar a cabo las pruebas de raíz unitaria a niveles y si las pruebas indican que son estacionarios, entonces se dice que las variables cointegran y por lo tanto guardan entre sí una relación de largo plazo. Los resultados se muestran en el cuadro 6.11.

Cuadro 6.11 Pruebas de raíz unitaria de los residuos de la ecuación cointegradora.

| Prueba | Coefficiente | Rezagos | Significancia | características |
|--------|--------------|---------|---------------|-----------------|
| ADF | -5.7105 | 1 | 1% | Intercepto |
| PP | -8.3487 | 3 | 1% | Intercepto |

Según la prueba PP y la ADF muestran que los coeficientes son mayores que los valores críticos a un 1% de confianza, por tanto los residuales son estacionarios. Entonces existe cointegración entre la inversión, PIB y la tasa de interés real de los Estados Unidos. La ecuación de largo plazo es la siguiente.

$$\text{Inv} = -28.6011 + 1.9433 \text{ PIB} - 0.0220 \text{ TIREX}$$

6.3.2 Prueba de Johansen.

La prueba de Johansen se realiza por medio de una prueba de máxima verosimilitud y en EViews se ejecuta cuando se sabe que las series no son estacionarias. Para llevar a cabo la prueba, se requiere

seleccionar una de las cinco posibles especificaciones que se presentan en EViews, en este caso se opta por la tercer opción que contempla tendencia determinística en los datos e intercepto en la ecuación de cointegración.

Se estima su vector autorregresivo y se elige conforme a los estadísticos de Akaike y Schwarz el número de rezagos más apropiado, los rezagos van en pares, en este caso particular se hace desde (1,1) y se verifican los estadísticos de Akaike y Schwarz. Como hay discrepancia entre los rezagos (1,5) o (1,6), porque en el primero es más chico el estadístico de Schwarz, pero el de Akaike es mas chico en el segundo, se opta por el rezago (1,5) para tener más grados de libertad. Los resultados se muestran en el cuadro siguiente.

Cuadro 6.12. Prueba de cointegración de Johansen. Entre Inversión, PIB y tasa de interés externa.

| Eigenvalor | C. de verosimilitud | Valor crítico al 5% | Valor crítico al 1% | Hipótesis |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------|
| 0.4194 | 48.9675 | 29.68 | 35.65 | Ninguno ** |
| 0.0699 | 7.6427 | 15.41 | 20.04 | Al menos 1 |
| 0.0277 | 2.1351 | 3.76 | 6.65 | Al menos 2 |

Las series endógenas son: $LnInv$, $LnpiB$, $Tirex$. Rezagos 1-5

** Denota rechazo de la hipótesis nula de no cointegración al 1% de confianza.

La prueba LR indica una ecuación de cointegración al 5% de confianza.

La primer fila del cuadro en la prueba de Johansen establece como hipótesis nula $H_0 : r \leq 0$, esto es, que no hay ninguna relación de cointegración. La prueba anterior, rechaza la hipótesis nula y se muestra que hay un vector de cointegración porque el coeficiente de verosimilitud es mayor que su valor crítico aún al 1% de confianza ($48.96 > 35.65$). La segunda línea prueba la hipótesis de que al menos hay un vector de cointegración, en este caso no se rechaza la hipótesis nula porque 7.64 es menor que cualquiera de sus valores críticos, ya sea al 1% o la 5% de confianza.

La ecuación de largo plazo la obtenemos de los coeficientes de cointegración normalizados, mismos que se indican en la siguiente expresión.

$$Inv = -25.5957 + 1.7994 PIB - 0.0274 TIREX$$

6.3.3 Mecanismo de Corrección de Error.

Siguiendo la metodología descrita en la sección 6.2.2 para estudiar cointegración entre la inversión, el PIB y el crédito. Ahora vamos a estudiar a hacer un ejercicio de cointegración con la inversión, el PIB y la tasa de interés externa. En esta prueba incluimos una variable dummy que adopta el valor de uno en el tercer trimestre de 1992, pero el resto del ejercicio es prácticamente igual al MCE aplicado a la inversión, PIB y Crédito, conforme se describe en la ecuación siguiente.

$$\Delta Inv = c + \gamma [Inv_{(t-1)} - \Pi_1 PIB_{(t-1)} - \Pi_2 TIREX_{(t-1)}] + \phi \Delta Inv_{(t-1)} + \varphi \Delta PIB + \eta \Delta PIB_{(t-1)} + \pi \Delta TIREX + \Gamma \Delta TIREX_{(t-1)} + \Phi DY_{92} + \psi DC_t + \varepsilon_t \quad \text{donde } T=1, \dots, 4 \quad (6.5)$$

Donde la variable dependiente ΔInv es la primer diferencia de la Inversión, las variables independientes son $[*]$ término de corrección de error de largo plazo (los regresores incluidos en el corchete determinan la relación de largo plazo de la variable dependiente, el coeficiente γ es la velocidad de ajuste para corregir las desviaciones, respecto a la relación de largo plazo, Inv es la inversión agregada, PIB es el producto interno bruto, $TIREX$ es la tasa de interés externa, representada por el rendimiento de los certificados de depósito de los Estados Unidos; las variables con delta (Δ) indica que están en primeras diferencias y van desde cero hasta cuatro rezagos, $(DY92)$ es una variable binaria que adopta el valor de uno en el tercer trimestre del año 1992, DC son variables binarias centradas que capturan efectos estacionales, ε_t es el término error y c es el intercepto mientras que $\Pi, \Phi, \psi, \eta, \phi, \varphi, \pi, \Gamma$ son las variables a estimar.

Al igual que antes, suponemos que el término de error está normal e idénticamente distribuido con media cero y varianza Σ y se denota como $\varepsilon_t \sim Niid(0, \Sigma)$. Se corre esta regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) se eliminan las variables no significativas y se tienen los resultados que se muestran en el cuadro 6.13.

Cuadro 6.13. Mecanismo de Corrección de Error entre la inversión, PIB y tasa de interés externa

| Variable | Coefficiente | t-estadística |
|-------------------------|---------------|---------------|
| C | -18.4568 | -6.35 |
| INV(-1) | -0.6888 | -7.45 |
| PIB(-1) | 1.2772 | 6.78 |
| TIREX (-1) ^a | -0.0190 | -3.25 |
| Δ PIB | 3.2413 | 8.84 |
| Δ PIB(-1) | 1.0827 | 2.77 |
| Δ PIB(-2) | 1.8381 | 4.83 |
| Δ PIB(-3) | 0.7713 | 1.78 |
| Δ PIB(-4) | 0.9863 | 2.39 |
| Δ TIREX (-1) | 0.0197 | 1.81 |
| Δ TIREX (-3) | -0.0167 | -1.81 |
| Δ TIREX (-4) | 0.0214 | 2.29 |
| DC1 | 0.4728 | 8.37 |
| DC2 | 0.2000 | 4.86 |
| DC3 | 0.4130 | 7.53 |
| D1992 | 0.1106 | 1.65 |
| R ² ajustada | 0.8855 | |
| RSS | 0.2242 | |
| EER | 0.0606 | |
| Muestra | 1982:2 2001:2 | |

RSS es la suma de los residuos al cuadrado, EER suma de los errores de la regresión. ^a Tasa de interés a tres meses de los certificados de depósito de los Estados Unidos.

La significancia estadística al 5% de confianza para variables I(1) de la velocidad de ajuste contenidos en Pesaran et al. (1999), indican que el valor absoluto de la t calculada (-7.45) es mayor en términos absolutos que su correspondiente valor crítico de (-5.03). Entonces se comprueba que existe cointegración entre la Inversión, el PIB y la tasa de interés externa, en este caso representada por la tasa de interés a tres meses de los certificados de depósito de los Estados Unidos.

La velocidad de ajuste es de 0.68 e indica la rapidez con la cual se ajustan las discrepancias entre el valor observado de la inversión y el valor de tendencia. Significa que si la inversión privada está por arriba (abajo) de su valor de largo plazo en el periodo actual, en el siguiente trimestre disminuirá (aumentará) su ritmo de crecimiento en un monto equivalente al 68% de la desviación del trimestre anterior.

La ecuación de largo plazo estaría dada por la siguiente expresión.

$$Inv = -26.7993 + 1.8545 PIB - 0.0276 TIREX$$

Si la especificación de la ecuación anterior sobrevive a las pruebas de normalidad, autocorrelación, heteroscedasticidad, constancia de los parámetros, etc. Entonces las estimaciones son robustas y la inferencia que se haga de los valores de la ecuación son válidos. Realizando tales pruebas de los residuales para ver su consistencia se tiene lo siguiente.

Cuadro 6.14. Pruebas de los residuales

| Prueba | Residuales estadístico F | Probabilidad |
|--------------------------|--------------------------|--------------|
| Jarque-Bera | 0.1335 | 0.9353 |
| Breusch-Godfrey* | 0.5245 | 0.3877 |
| ARCH* | 0.5513 | 0.5337 |
| White heteroskedasticity | 0.3049 | 0.3014 |
| Ramsey Reset | 0.4465 | 0.3865 |

* Se consideran hasta cuatro rezagos

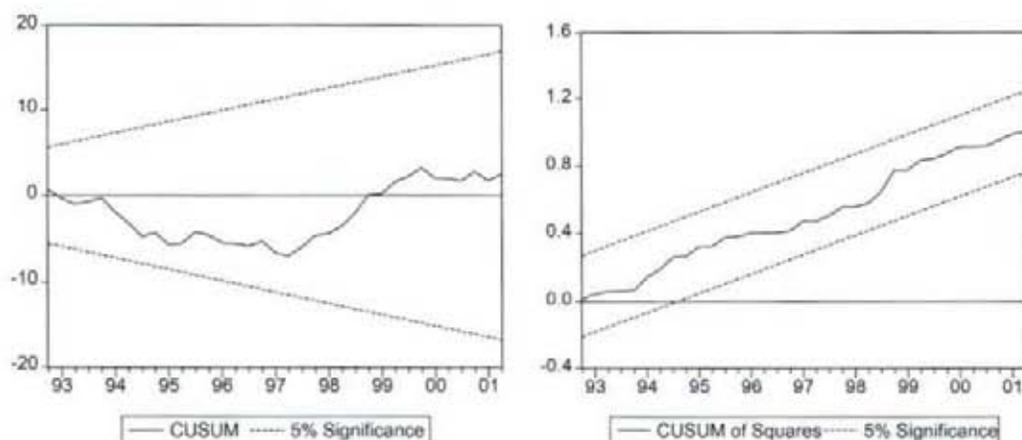
La prueba Jarque-Bera indica que los residuales de la ecuación tienen una distribución normal, la prueba Breusch-Godfrey nos señala que no existe autocorrelación en los errores, la prueba ARCH indica que los errores de un proceso autorregresivo de heteroscedasticidad condicional son cero y por tanto son homoscedásticos. La prueba de heteroscedasticidad de White indica que no existe heteroscedasticidad y por último, la prueba de Ramsey confirma que la ecuación está bien especificada porque su probabilidad es mayor que 0.05.

En el cuadro siguiente se muestra la prueba de Chow y en las gráficas las pruebas de Cusum, para probar consistencia y estabilidad de los parámetros, respectivamente.

Cuadro 6.15. Prueba de pronóstico de Chow

| Periodo | Estadístico F | Probabilidad |
|-----------------|---------------|--------------|
| 1999:4 a 2001:2 | 1.0525 | 0.4064 |
| 1997:4 a 2001:2 | 1.8560 | 0.0549 |

Tanto las pruebas de CUSUM, CUSUM Cuadrado y pronóstico de Chow indican que los parámetros son estables porque en los gráficos la línea continua, se encuentra dentro de las bandas al cinco por ciento de confianza y en la prueba Chow la probabilidad es mayor de 0.05, lo que nos asegura una ecuación estable, por lo que sus coeficientes son confiables.



El hecho de hacer las pruebas de cointegración con los tres métodos, se debe a una medida de refuerzo, porque en series de tiempo con relativamente pocas observaciones, se incurre en el riesgo de obtener sesgos en los resultados, sin embargo, las elasticidades de las ecuaciones de largo plazo obtenidas por los tres métodos, sus son muy similares entre sí, lo que indica que nuestras pruebas son robustas. Sintetizando las ecuaciones de largo plazo de cada método se aprecian en el siguiente cuadro.

Cuadro 6.16. Ecuaciones de largo plazo entre la Inversión, PIB y tasa de interés externa.

| Variable | Engle y Granger | Johansen | MCE |
|--------------------|-----------------|----------|----------|
| Intercepto | -28.6011 | -25.5957 | -26.7993 |
| PIB | 1.9433 | 1.7993 | 1.8545 |
| TIREX ^a | -0.022 | -0.0274 | -0.0276 |

^a Tasa de interés a tres meses de los certificados de depósito de los Estados Unidos.

Dado que las tres ecuaciones son muy similares entre sí, puede concluirse que existe una relación de largo plazo entre la inversión, el PIB y la tasa de interés de los Estados Unidos. Conforme a los

coeficientes (elasticidades) de las ecuaciones de largo plazo, se tiene lo siguiente: ante un incremento de uno por ciento en el PIB, la inversión se incrementa en 1.9, 1.7 ó 1.8 por ciento, según el método de Engle y Granger, Johansen o MCE, respectivamente. De manera análoga, ante un incremento de uno por ciento de la tasa de interés en los Estados Unidos, se reflejaría en una reducción de 0.02 por ciento, dado que en los tres métodos la elasticidad es prácticamente igual.

VII CONCLUSIONES

Los resultados econométricos indican que las empresas que cotizan en la BMV presentan sensibilidad de la inversión al flujo de caja, esta sensibilidad se interpreta como una medida de restricciones de liquidez.

Si se hacen cortes al periodo analizado (1993:1-2002:2) se encuentra que las restricciones de liquidez son más fuertes en el periodo 1992:1-1995:2, justo durante la crisis de 1995. Conforme a los resultados, se orientan a la conclusión de la existencia de un acelerador financiero, en el que contracciones en el mercado de crédito conducen a una propagación del shock al resto de la economía. Esta manifestación de contracciones en el mercado de crédito se ve reflejada al nivel de empresa cuando hay un debilitamiento de los estados financieros de las empresas, se reduce la riqueza neta de las empresas y se agudizan los problemas de información asimétrica y riesgo moral entre prestatarios y acreedores. Este acelerador financiero consiste que en épocas de auge, aumenta la riqueza neta de la empresa y épocas de contracción disminuye el valor del colateral y por ende, se agudiza la concesión de crédito, resultando sólo accesible a las empresas más robustas, con mayor reputación y estados financieros más consolidados que representen menores costos de agencia, en la que una cuestión micro se propaga a nivel macroeconómico.

Clasificando las empresas por su tamaño, ya sea por su nivel de capital o por el número de empleados se encontró que las empresas pequeñas presentan mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las medianas y más aún que las grandes empresas. Este resultado es consistente con los hallazgos de Fazzari et al. (1988) y Gilchrist y Himmelberg (1995), pero contrario a los resultados de Devereux y Schiantarelli (1989) quienes hallaron una relación inversa.

También se encuentra que la sensibilidad de la inversión al flujo de caja es mayor para el conjunto de empresas clasificadas a *priori* como no exportadoras, *versus* exportadoras; las empresas de la categoría de no líquidas presentan mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja, respecto a las líquidas, las empresas no rentables presentan mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las emisoras rentables; las empresas más endeudadas presentan mayores restricciones de liquidez que las de menor endeudamiento; cuando se clasifican las emisoras por su poder de mercado o su concentración se encontró que las empresas menos concentradas tienen mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las empresas concentradas, las emisoras que dependen considerablemente de crédito de proveedores, presentan mayor sensibilidad de la inversión al flujo de caja que las empresas con menor dependencia de proveedores. Considerando la madurez de las emisoras, según el año de su fundación, se encuentra que las empresas maduras son menos restringidas que las empresas recientes, esto se atribuye a que las empresas con mayor trayectoria en el mercado, están mucho más consolidadas y tienen mayor reputación, situación que les permite menores costos de agencia y por consecuencia, la contraparte les demanda menor premia.

De este trabajo se desprende que variables de corte financiero son importantes para explicar la inversión privada de las empresas, particularmente, se encuentra que el flujo de caja es altamente significativo para el conjunto de las empresas mexicanas que cotizan en la BMV. Este hallazgo es trascendente porque implica que en las decisiones de inversión se toma en cuenta la estructura de la empresa y que el crédito externo no es un sustituto perfecto del crédito interno, es decir, en las decisiones de inversión se toman en cuenta factores relacionados con imperfecciones en los mercados de capitales, problemas de incentivo, información asimétrica y riesgo moral.

El flujo de caja resultó ser una de las variables más importantes en la determinación de la inversión al nivel de firma, este hallazgo debe tomarse en cuenta por las instituciones crediticias a fin de tomar decisiones más certeras en el momento de analizar la procedencia y viabilidad de los proyectos de inversión.

En general, de este trabajo se desprende que aquel conjunto de empresas que presentan estados de resultados más sólidos, son empresas con menor sensibilidad de la inversión al flujo de caja y por ende, con menores restricciones de liquidez que las que tienen características contables menos deseables. Estos resultados son esencialmente los mismos, cuando en la regresión, además de incluir las variables de flujo de caja y ventas se agrega la variable de crédito al modelo.

En el análisis de la inversión agregada, se realizaron las pruebas de raíz unitaria (Dickey Fuller, DFA y PP) para identificar el orden de integración, hallándose que tanto la inversión, PIB, crédito privado y la tasa de interés externa, son de orden de integración $I(1)$. Una vez que se identificó el orden de integración se hicieron las pruebas de cointegración, concluyéndose que la inversión no cointegra con el crédito, solo cointegra con el PIB. Es decir, no existe una relación de largo plazo entre estas variables o no se sostiene una relación en la que haya una misma tendencia entre las variables a lo largo del tiempo. Una posible explicación es que el crédito externo viene a ser mucho más relevante para el conjunto de empresas de la economía, porque el grueso de la inversión, la realizan fundamentalmente las grandes empresas y para éstas el crédito externo es mucho más significativo que el crédito doméstico. Al considerar todas las empresas, incluyendo las grandes que como anticipamos realizan la mayor parte de la inversión, la significancia del crédito doméstico se pierde. Por otro lado, si se incluye una variable *proxie* del costo de financiamiento externo como la tasa de interés de los Estados Unidos en la ecuación cointegradora, se encontró que la variable de crédito tampoco es significativa, pero en cambio, si es significativa la tasa de interés externa. Excluyendo el crédito agregado de la ecuación de cointegración (metodología de Engle y Granger), se encuentra que la inversión privada cointegra con el PIB y la tasa de interés de los Estados Unidos. Las ecuaciones de largo plazo son muy similares entre sí con la prueba de cointegración de Engle y Granger; la prueba de Johansen y el Mecanismo de Corrección de Error. Este resultado es particularmente interesante porque tal vez las políticas que promueven la inversión a nivel macro tratarían de cuidar el comportamiento del crédito doméstico, pero los resultados econométricos indican que es mucho más relevante la tasa de interés externa.

VIII BIBLIOGRAFÍA

Banerjee A., Dolado J., Galbraith J. and Hendry D. *Cointegration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. 1993, Oxford University 1993.

Bernanke B; Gertler M. *Agency Cost, Net Worth, and Business Fluctuations*. The American Economic Review. Vol. 79, No. 1, 1989 pp. 14-31.

Bernanke B; Gertler M; Gilchrist S. *The Financial accelerator and the flight to quality* NBER working paper No. 4789 USA, 1994 pp. 1-42.

Berndt ROE. *The practice of the Econometrics: Classic and Contemporary*. Edit. Addison-Wesley Publishing Co. USA, 1996. pp. 225-305.

Bond S; Elston J; Mairisse J; Mulkey B. *Financial factors and investment in Belgium, France, Germany and the UK: A comparison using company panel data*. NBER. Working paper 5900, 1997. pp. 1-26.

Brealey R. and Myers S. *Principles of Corporate Finance*. Edit. McGraw-Hill. USA 1994 pp

Castillo R. *Remesas: Un análisis de cointegración para el caso de México*. Frontera Norte No.26, Vol. 13, Pp. 31-50.

Castillo R. *La protección de los derechos de propiedad y la elección de la estructura de la propiedad corporativa*. El Trimestre Económico, Vol. LXIX(1), No.273, México 2002. pp. 37-63.

Devereux M. and Schiantarelli F. *Investment, Financial Factors and Cash Flow: Evidence from Panel Data*. NBER working paper No. 3116 USA, 1989 pp. 1-35.

Engle F.R. and Granger C.W.J. *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. Econometrica, 1987. Vol. 55, pp. 251-276.

Expansión. *Las 500 en 2000. Las empresas más importantes de México*. Revista Expansión 25 de agosto 2001 pp. 307-356.

Fazzari S., Hubbard R.G. Petersen B.C. *Financing Constraints and Corporate Investment*. Brookings papers on Economic Activity, 1. 1988. pp. 141-195.

Fazzari S., Hubbard R.G. Petersen B.C. *Financing Constraints and Corporate Investment: response to Kaplan and Zingales*. Quarterly Journal of Economics. Vol. 115 No. 2., 2000 pp. 695-705.

Gelos G. y Werner A. *La inversión fija en el sector manufacturero mexicano 1985-94: El rol de los factores financieros y el impacto de la liberalización financiera*. Documento de investigación No. 9805. Banco de México. México 1998 pp. 1-39.

Gertler M. y Gilchrist S. *Monetary Policy, Business, and the behavior of small manufacturing firms*. Quarterly journal of economics Vol. CIX may, 1994. pp. 309-340.

Gilchrist S., Himmelberg Ch. *Evidence on the role of cash flow for investment*. Journal of Monetary Economics No. 36, 1995 pp. 541-572.

Greene W.H. *Econometric Analysis*. Edit Macmillan Publishing Co. USA, 1993 pp 464-480.

Hamilton J. D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press. USA, 1994 pp. 291-335.

Herrera H. J. *Dinámica de la inversión privada en México*. Mimeo Banco de México. México 2000 pp. 1-18.

Hoshi T; Kashyap A; Charfstein D. *Corporate structure, Liquity and Investment: Evidence from Japanese Panel Data*. Quarterly Journal of Economics, Feb. 1991, Vol. 106. pp. 33-60.

Hubbard RG. *Capital-market imperfections and investment*. Journal of economic literature Vol. 36, 1998 pp. 193-225.

Hubbard RG., Kashyap A.K., Whited T.M. *Internal Finance and Firm Investment*. NBER working paper No. 4392, USA, 1993 pp. 1-36.

Johnston J. and DiNardo J. *Econometric methods* Edit. McGraw-Hill. USA 1997 fourth edition pp. 204-282,388-409.

Kaplan S., Zingales L. *Do Investment -Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financial Constraint* Quarterly Journal of Economics vol. 112. 1997 pp. 169-215.

Maddala G. S. and Kim I. M. *Units Roots, cointegration and structural Change*. Cambridge University Press. United Kingdom, 1998 pp. 8-97.

Mills T.C. *Time Series Techniques for Economists*. University Press. Cambridge. Great Britain, 1992 pp. 248-280.

Musalem A. *Private Investment in Mexico: an empirical analysis*. World Bank WPS 183., 1989 pp 1-15

Myers S.C. and Majluf N.S. *Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information the Investors no have*. NBER working paper No. 1396, USA, 1984 pp. 1-57.

Pesaran M., Shin Y., and Smith R. *Bounds Testing approaches to the Analysis of long Run Relationship*. Mimeo Cambridge Trinity College, 1999. pp 1-26 y anexos.

Razo G.R. *Efectos de largo plazo de los mercados monetario, laboral y de bienes sobre el proceso inflacionario en México:1989-2000*. Documento de trabajo, El Colegio de México. México 2001 pp. 1-50.

Ross S. A., Westerfield R.W. and Jordan B.D. *Fundamentals of Corporate Finance*. Edit Erwin, USA, 1991. pp.

Ross S.A., Westerfield R. W., Jaffe J.F. *Finanzas Corporativas* Editorial McGraw-Hill México 2000. Sánchez F.J.L. *Curso de Bolsa y Mercados Financieros*. Editorial Ariel. España, 1998 pp.160-166, 734-749.

Suriñach C. J., Artís O. M., López B.E. y Sansó R. A. *Análisis económico Regional. Nociones Básicas de la Teoría de la Cointegración*. Editor Antoni Bosch, España, 1995 pp. 11-91.

Stiglitz J.E., Weiss A. *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*. The American Economic Review. Vol. 71, No 3, 1981 pp. 393-410.

Varian H. R. *Análisis Microeconómico*. Editor Antoni Bosch, España, 1992 pp. 77-92.

Whited, T. M. *Debt, Liquidity constraints and corporate investment: Evidence from panel data*. Journal of Finance No.47, 1992 pp. 1425-1460.

ANEXOS

Cuadro A.1

| LLAVE | PARTIDA | LLAVE | PARTIDA |
|-------|---|-------|---|
| 1138 | SITUACIÓN FINANCIERA | 1190 | Efectivo Inversiones Temporales |
| 1139 | ACTIVO TOTAL | 1191 | Efectivo |
| 1140 | ACTIVO CIRCULANTE | 1192 | Inversiones temporales |
| 1141 | Efectivo e Inversiones Temporales | 1193 | ACTIVO DIFERIDO (NETO) |
| 1142 | Clientes y Documentos por Cobrar (neto) | 1194 | Gastos Amortizables (Neto) |
| 1143 | Otras Cuentas y Documentos por Cobrar (neto) | 1195 | Crédito Mercantil |
| 1144 | Inventarios | 1196 | Impuestos Diferidos |
| 1145 | Otros Activos Circulantes | 1197 | Otros |
| 1146 | LARGO PLAZO | 1198 | PASIVO CIRCULANTE |
| 1147 | Cuentas y Documentos por Cobrar | 1199 | Pasivos en Moneda Extranjera |
| 1148 | Invers. en Acciones de Subsid. y Asociados No Cons. | 1200 | Pasivos en Moneda Nacional |
| 1149 | Otras Inversiones | 1201 | Créditos Bursátiles |
| 1150 | INMUEBLES, PLANTAS Y EQUIPO (NETO) | 1202 | Papel Comercial |
| 1151 | Inmuebles | 1203 | Pagare de mediano plazo |
| 1152 | Maquinaria y Equipo Industrial | 1204 | Porción Circulante de Obligaciones |
| 1153 | Otros Equipos | 1205 | Otros Pasivos Circulantes |
| 1154 | Depreciación y Amortización Acumulada | 1206 | Con Costo |
| 1155 | Construcciones en Proceso | 1207 | Sin Costo |
| 1156 | ACTIVO DIFERIDO (NETO) | 1208 | PASIVO A LARGO PLAZO |
| 1157 | OTROS ACTIVOS | 1209 | Pasivo en Moneda Extranjera |
| 1159 | PASIVO TOTAL | 1210 | Pasivo en Moneda Nacional |
| 1160 | PASIVO CIRCULANTE | 1211 | Créditos Bursátiles |
| 1161 | Proveedores | 1212 | Obligaciones |
| 1162 | Créditos Bancarios | 1213 | Pagare de mediano plazo |
| 1163 | Créditos Bursátiles | 1214 | Otros Créditos |
| 1164 | Impuestos por Pagar | 1215 | Con Costo |
| 1165 | Otros Pasivos Circulantes | 1216 | Sin Costo |
| 1166 | PASIVO A LARGO PLAZO | 1217 | CRÉDITOS DIFERIDOS |
| 1167 | Créditos Bancarios | 1218 | Crédito Mercantil |
| 1168 | Créditos Bursátiles | 1219 | Impuestos Diferidos |
| 1169 | Otros Créditos | 1220 | Otros |
| 1170 | CRÉDITOS DIFERIDOS | 1221 | OTROS PASIVOS |
| 1171 | OTROS PASIVOS | 1222 | Reservas |
| 1173 | CAPITAL CONTABLE | 1223 | Otros |
| 1174 | CAPITAL CONTABLE CONSOLIDADO | 1224 | Exceso (insufic.) en act. del cap. cont. |
| 1175 | Participación Minoritaria | 1225 | Resultado Acumulado por Posición Monetaria |
| 1176 | CAPITAL CONTABLE MAYORITARIO | 1226 | Result. por Tenencia de Activos no Monetarios |
| 1177 | CAPITAL CONTRIBUIDO | 1228 | OTROS DATOS |
| 1178 | Capital Social Pagado (nominal) | 1229 | CAPITAL DE TRABAJO |
| 1179 | Actualización Capital Social Pagado | 1230 | FONDO DE PENSIONES Y PRIMA DE ANTIGÜEDAD |
| 1180 | Prima en Venta de Acciones | 1231 | NUMERO DE FUNCIONARIOS |
| 1181 | Aportaciones para Futuros Aumentos de Capital | 1232 | NUMERO DE EMPLEADOS |
| 1182 | CAPITAL GANADO (DÉFICIT) | 1233 | NUMERO DE OBREROS |
| 1183 | Resultado Acumulado y Reservas de Capital | 1234 | NUMERO DE ACCIONES EN CIRCULACIÓN |
| 1184 | Reserva para Recompra de Acciones | 1235 | NUMERO DE ACCIONES RECOMPRADAS |
| 1185 | Exceso(insuf.) en la Act. de Capital Contable | 1237 | RESULTADOS |
| 1186 | Resultado Neto del Ejercicio | 1238 | VENTAS NETAS |
| 1188 | DESGLOSE DE ALGUNOS CONCEPTOS | 1239 | Costo de Ventas |
| 1189 | DE SITUACIÓN FINANCIERA | 1240 | RESULTADO BRUTO |

Continuación del cuadro A.1

| LLAVE | PARTIDA | LLAVE | PARTIDA |
|-------|---|-------|---|
| 1241 | Gastos de Operación | 1291 | Flujo Derivado del Resultado Neto del Ejercicio |
| 1242 | RESULTADO DE OPERACIÓN | 1292 | Flujo Derivado de cambios en el Capital del Trabajo |
| 1243 | Costo Integral de Financiamiento | 1293 | RECURSOS GENERADOS (UTIL.) POR LA OPERACIÓN |
| 1244 | RESULTADO DESPUÉS DEL COSTO INTEGRAL DE FINANC. | 1294 | Flujo Derivado por Financiamiento Ajeno |
| 1245 | Otras Operaciones Financieras | 1295 | Flujo Derivado por Financiamiento Propio |
| 1246 | RESULTADO ANTES DE IMPUESTOS Y P.T.U. | 1296 | RECURSOS GENERADOS (UTIL.) MEDIANTE FINANCIAMIENTO |
| 1247 | Provisión para Impuestos y P.T.U. | 1297 | RECURSOS GENERADOS (UTIL.) EN ACT. DE INVERSIÓN |
| 1248 | RESULTADO NETO DESPUÉS DE IMPUESTOS Y P.T.U. | 1298 | Incr. (Decr.) neto en Efectivo e Invers. Temp. |
| 1249 | Particip. en los Res. de Subsid. y Asoc. no Cons. | 1299 | Efectivo e Invers. Temp. al Inicio del Periodo |
| 1250 | RESULTADO NETO POR OPERACIONES CONTINUAS | 1300 | Efectivo e Invers. Temp. al Final del Periodo |
| 1251 | RESULTADO POR OPERACIONES DISCONTINUADAS (NETO) | 1302 | DESGLOSE DE ALGUNOS CONCEPTOS EN |
| 1252 | RESULTADO NETO CONS. ANTES DE PART. EXTRAORD. | 1303 | CAMBIOS DE LA SITUACIÓN FINANCIERA |
| 1253 | Partidas Extraord. Egresos (ingresos) neto | 1304 | (+/-) Partidas aplicadas a res. sin req. util. de Recur |
| 1254 | EFEC. AL INICIO DEL EJER. POR CAMB. EN PRIN. DE CONT. | 1305 | (+) Depreciación y Amortización del Ejercicio |
| 1255 | RESULTADO NETO | 1306 | (+/-) Incr./Decr. neto Rva Pens. y Pr. de Ant. |
| 1256 | Participación Minoritaria | 1307 | (+/-) Perdida (Ganancia) Neta en Cambios |
| 1257 | RESULTADO NETO MAYORITARIO | 1308 | (+/-) Perdida (Ganancia) Neta por Act. de Pas. y Act. |
| 1259 | DESGLOSE DE ALGUNOS CONCEPTOS DE RESULTADOS | 1309 | (+/-) Otras Partidas |
| 1260 | VENTAS NETAS | 1310 | Flujo derivado de cambios en Capital de Trabajo |
| 1261 | Nacionales | 1311 | (+/-) Decremento/Incremento en Cuentas por Cobrar |
| 1262 | Extranjeras | 1312 | (+/-) Decremento/Incremento en Inventarios |
| 1263 | Conversión en Dólares | 1313 | (+/-) Decr./Incr. en Otras CtasXCob y o Act. |
| 1264 | Costo Integral de Financiamiento | 1314 | (+/-) Decremento/Incremento en Proveedores |
| 1265 | Intereses Pagados | 1315 | (+/-) Decremento/Incremento en otros Pasivos |
| 1266 | Perdida en cambios y/o actualización de pasivos | 1316 | Flujo derivado por Financiamiento Ajeno |
| 1267 | Intereses Ganados | 1317 | (+) Financiamiento Bancario y Bursátil a Corto Plazo |
| 1268 | Ganancia en Cambios y/o Actualización de activos | 1318 | (+) Financiamiento Bancario y Bursátil a Largo Plazo |
| 1269 | Resultado por Posición Monetaria | 1319 | (+) Dividendos Cobrados |
| 1270 | Otras Operaciones Financieras | 1320 | (+) Otros Financiamientos |
| 1271 | Otros Gastos y (productos) Neto | 1321 | (-) Amortización de Financiamientos Bancarios |
| 1272 | Perdida (útil.) en Venta de Acciones Propias | 1322 | (-) Amortización de Financiamientos Bursátiles |
| 1273 | Perdida (útil.) en Venta de Invers. Temporales | 1323 | (-) Amortización de otros Financiamientos |
| 1274 | Provisión para Impuestos y P.T.U. | 1324 | Flujo derivado por Financiamiento Propio |
| 1275 | I.S.R. | 1325 | (+/-) Incremento/Decremento en el Capital Social |
| 1276 | I.S.R. Diferido | 1326 | (-) Dividendos Pagados |
| 1277 | P.T.U. | 1327 | (+) Prima en Venta de Acciones |
| 1278 | P.T.U. Diferida | 1328 | (+) Aportaciones para Futuros Aumentos de Capital |
| 1280 | OTROS DATOS | 1329 | RECURSOS GENERADOS (UTIL.) EN ACT. DE INVERSIÓN |
| 1281 | VENTAS TOTALES | 1330 | (+/-) Decr./Incr. en Inv. de Acc. con Carac. Perm. |
| 1282 | RESULTADO FISCAL DEL EJERCICIO | 1331 | (-) Adquisición de Inmuebles, Planta y Equipo |
| 1283 | VENTAS NETAS | 1332 | (-) Incremento en Construcciones en Proceso |
| 1284 | RESULTADO DE OPERACIÓN | 1333 | (+) Ventas de Otras Invers. con Carácter Perm. |
| 1285 | RESULTADO NETO MAYORITARIO | 1334 | (+) Ventas de Activos Fijos Tangibles |
| 1286 | RESULTADO NETO | 1335 | (+/-) Otras Partidas |
| 1288 | CAMBIOS EN LA SITUACIÓN FINANCIERA | 1337 | FUENTE: BOLSA MEXICANA DE VALORES |
| 1289 | RESULTADO NETO | | Nota: Cifras en miles de pesos |
| 1290 | (+/-) Part. aplic. a Res. sin req. Util. de Recur | | |

Cuadro A. 2 Relación de empresas que cotizan en la BMV comprendidas en la muestra.

| Clave de Cotización | Nombre de la emisora |
|---------------------|--|
| <u>ACCELSA</u> | ACCEL. S.A. DE C.V. |
| <u>ACMEX</u> | A-C MEXICANA, S. A. DE C. V. |
| <u>ALFA</u> | ALFA, S.A. DE C.V. |
| <u>ALMACO</u> | COPPEL, S.A. DE C.V. |
| <u>APASCO</u> | APASCO, S.A. DE C.V. |
| <u>AUTLAN</u> | CIA. MINERA AUTLAN, S. A. DE C. V. |
| <u>BACHOCO</u> | INDUSTRIAS BACHOCO, S.A. DE C.V. |
| <u>BEVIDES</u> | FAR-BEN, S.A. DE C.V. |
| <u>BIMBO</u> | GRUPO BIMBO, S.A. DE C.V. |
| <u>BUFETE</u> | BUFETE INDUSTRIAL, S.A. |
| <u>GAMESA</u> | GRUPO INDUSTRIAL GAMESA, S.A. DE C.V. |
| <u>CEMEX</u> | CEMEX, S.A. DE C.V. |
| <u>CERAMIC</u> | INTERNACIONAL DE CERAMICA, S.A. DE C.V. |
| <u>CMOCTEZ</u> | CORPORACION MOCTEZUMA, S.A. DE C.V. |
| <u>COFAR</u> | CONTROLADORA DE FARMACIAS, S.A. DE C.V. |
| <u>COMERCI</u> | CONTROLADORA COMERCIAL MEXICANA, S.A. DE C.V. |
| <u>CONTAL</u> | GRUPO CONTINENTAL, S.A. |
| <u>CYDSASA</u> | CYDSA, S.A. DE C.V. |
| <u>DIANA</u> | EDITORIAL DIANA, S.A. DE C.V. |
| <u>DINA</u> | CONSORCIO G GRUPO DINA, S.A. DE C.V. |
| <u>EDOARDO</u> | EDOARDOS MARTIN, S.A. DE C.V. |
| <u>EKCO</u> | EKCO, S.A. |
| <u>FEMSA</u> | FOMENTO ECONÓMICO MEXICANO, S.A. DE C.V. |
| <u>GCARSO</u> | GRUPO CARSO, S.A. DE C.V. |
| <u>GCC</u> | GRUPO CEMENTOS DE CHIHUAHUA, S.A. DE C.V. |
| <u>GEASA</u> | GRUPO EL ASTURIANO, S.A. DE C.V. |
| <u>GEUPEC</u> | GRUPO EMBOTELLADORAS UNIDAS, SA DE CV |
| <u>GIDUSA</u> | GRUPO INDUSTRIAL DURANGO, S.A. DE C.V. |
| <u>GIGANTE</u> | GRUPO GIGANTE, S.A. DE C.V. |
| <u>GISSA</u> | GRUPO INDUSTRIAL SALTILLO, S. A. DE C.V. |
| <u>GMARTI</u> | GRUPO MARTI, S.A. |
| <u>GMD</u> | GRUPO MEXICANO DE DESARROLLO, S.A. |
| <u>GMODELO</u> | GRUPO MODELO, S.A. DE C.V. |
| <u>GMODERN</u> | GRUPO LA MODERNA, S.A. DE C.V. |
| <u>GPH</u> | GRUPO PALACIO DE HIERRO, S.A. DE C.V. |
| <u>GRUMA</u> | GRUMA, S.A. DE C.V. |
| <u>HERDEZ</u> | GRUPO HERDEZ, S.A. DE C.V. |
| <u>IASASA</u> | INDUSTRIA AUTOMOTRIZ, S.A. DE C.V. |
| <u>ICA</u> | EMPRESAS ICA SOCIEDAD CONTROLADORA, S.A. DE C.V. |
| <u>KIMBER</u> | KIMBERLY - CLARK DE MEXICO S.A DE C.V. |
| <u>KOF</u> | COCA-COLA FEMSA, S.A. DE C.V. |
| <u>LAMOSA</u> | GRUPO LAMOSA, S.A. DE C.V. |
| <u>LIVEPOL</u> | EL PUERTO DE LIVERPOOL, S.A. DE C.V. |
| <u>MASECA</u> | GRUPO INDUSTRIAL MASECA, S.A. DE C.V. |
| <u>MEDICA</u> | MEDICA SUR, S.A. DE C.V. |
| <u>MEXCHEM</u> | MEXICHEM, S.A. DE C.V. |
| <u>NADRO</u> | NADRO, S.A. DE C.V. |
| <u>PARRAS</u> | COMPAÑIA INDUSTRIAL DE PARRAS, S.A. DE C.V. |
| <u>PEÑOLES</u> | INDUSTRIAS PEÑOLES, S. A. DE C. V. |
| <u>PEPSIGX</u> | PEPSI-GEMEX, S.A. DE C.V. |
| <u>POSADAS</u> | GRUPO POSADAS, S.A. DE C.V. |
| <u>QUMMA</u> | GRUPO QUMMA, S.A. DE C.V. |
| <u>RCENTRO</u> | GRUPO RADIO CENTRO, S.A. DE C.V. |
| <u>REALTUR</u> | REAL TURISMO S.A. DE C.V. |
| <u>REGIOEM</u> | REGIO EMPRESAS, S.A. DE C.V. |
| <u>SAB</u> | GRUPO CASA SABA, S.A. DE C.V. |
| <u>SANLUIS</u> | SANLUIS CORPORACION, S. A. DE C. V. |
| <u>SIMEC</u> | GRUPO SIMEC, S.A. DE C.V. |
| <u>SORIANA</u> | ORGANIZACION SORIANA, S.A. DE C.V. |
| <u>SYNKRO</u> | SYNKRO, S.A. DE C.V. |
| <u>TAMSA</u> | TUBOS DE ACERO DE MEXICO, S.A. |
| <u>TELMEX</u> | TELEFONOS DE MEXICO, S.A. DE C.V. |
| <u>TELEvisa</u> | GRUPO TELEvisa, S.A. |
| <u>TRIBASA</u> | GRUPO TRIBASA, S.A. DE C.V. |
| <u>TUBACERO</u> | TUBACERO, S.A. DE C.V. |
| <u>VALLE</u> | JUGOS DEL VALLE, S.A. DE C.V. |
| <u>WALMEX</u> | WAL - MART DE MEXICO, S.A. DE C.V. |

Cuadro A.3 Clasificación de las empresas por su tamaño en función del capital empleado

Efecto de ventas y flujo de caja sobre la inversión por su tamaño 1993:1 2001:2

| Estadístico | Grandes | Medianas | Pequeñas |
|----------------------------------|------------------|------------------|------------------|
| CF_{it}/k_{it-1} | 0.0275 (0.40) | 0.0953 (2.72) | 0.2111 (8.21) |
| $D(\text{ventas}_{it})/k_{it-1}$ | 0.0776 (2.82) | 0.0835 (7.64) | 0.0077 (1.09) |
| R^2 ajustada | 0.02 | 0.13 | 0.15 |
| Estadístico F | 92.92 | 208.35 | 173.30 |
| N Obs. | 231 | 1155 | 825 |

La variable dependiente es la proporción de Inversión deflactada por capital rezagada un periodo [I_{it}/K_{it-1}]
 CF_{it}/k_{it-1} es el flujo de caja deflactado por el capital rezagado un periodo. $D(\text{ventas}_{it})/k_{it-1}$ es la primera diferencia de ventas deflactado por el capital rezagado un periodo. La t de student aparece entre paréntesis. Los criterios de clasificación son los siguientes: Grandes si su capital es mayor de 20,000 millones de pesos. Medianas si su capital es menor de 20,000 millones de pesos, pero mayor de 1500 millones de pesos y pequeñas si su capital es menor de 1,500 millones de pesos.

25795