



Maestría en Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de La Plata

TESIS DE MAESTRIA

ALUMNO
Leandro Andrian

TITULO
Determinantes de la Deuda Corporativa en Moneda Extranjera: El Caso
Latinoamericano.

DIRECTOR
Ricardo Bebczuk

FECHA DE DEFENSA
7/15/2004

MAESTRÍA EN ECONOMÍA – UNLP

TESIS

“Determinantes de la Deuda Corporativa en Moneda Extranjera: El caso Latinoamericano”¹

Alumno: Leandro G. Andrián²

Director de tesis: Ricardo N. Bebczuk

Junio 2004

Resumen

El presente trabajo analiza la influencia de los regímenes cambiarios sobre la dolarización de los pasivos empresariales, focalizándose en la diferencia entre regímenes fijos y flexibles. Para hacerlo se utiliza una muestra de 237 empresas de Argentina, Brasil, Colombia y México para el período 1992-2000, la metodología de estimación GMM - system para modelos de panel dinámicos y dos clasificaciones de regímenes cambiarios. Los resultados sugieren que los regímenes cambiarios fijos, así como su duración y volatilidad, influyen positivamente sobre la proporción de deuda en moneda extranjera mantenida por las firmas. Asimismo, se exploran otros determinantes del grado de dolarización de los pasivos corporativos, introduciéndose variables sugeridas por la literatura pero no analizadas hasta el momento. Se observa que la inestabilidad de la economía afecta las decisiones de cartera de las firmas. A su vez, las expectativas de salvataje por parte del Estado y las regulaciones generan problemas de información asimétrica, incentivando a las firmas a tomar un mayor riesgo cambiario. Por último se explora la relación entre la dolarización de los pasivos corporativos y el *original sin* interno, concluyendo que la reducción de éste último es, en parte, alcanzada vía dolarización de la deuda de largo plazo.

Palabras claves: regímenes cambiarios; pasivos corporativos; dolarización; efectos de balance; *original sin*; riesgo cambiario; descalce de monedas; información asimétrica; panel data; GMM - system.

Clasificación JEL: C23, D21, D82, E42, E58, G28, G2, F31, F33, F34.

¹ Este trabajo fue galardonado con el primer puesto en el “Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central Dr. Manuel Noriega Morales 2004 - 2005” del Banco de Guatemala. Por tanto este trabajo no puede reproducirse ni editarse. Los derechos de publicación y edición pertenecen al Banco de Guatemala.

² Se agradece a Walter Sosa Escudero por su colaboración.

1) INTRODUCCIÓN

Las crisis financieras de los años 90, como señalan Kaminsky y Reinhart (1998), se caracterizaron por ser la conjunción de dos fenómenos: por un lado, crisis financieras y por otro lado, crisis cambiarias. Las características de las economías que las sufrieron tienen, entre otros, dos componentes en común: la liberalización de los mercados financieros y un mayor grado de dolarización³ en las transacciones tanto de bienes y servicios como financieras.

Las explicaciones para este fenómeno derivaron en lo que se conoce como modelos de tercera generación de crisis cambiarias (Krugman (1999a y 1999b) y Calvo (1999 y 2000)), los cuales se enfocan en la relación entre los balances de las empresas y/o los bancos, el grado de dolarización de los pasivos y los activos, y el rol jugado por el tipo de cambio real (RER) y el régimen cambiario. En efecto, la composición de monedas del balance de las empresas y los bancos juega un rol central en la explicación de las crisis acaecidas durante los últimos años. De ahí la importancia de estudiar este fenómeno, en efecto, una vez que una devaluación y/o una fuerte depreciación real han sucedido, el efecto esencial que producen los pasivos dolarizados, vía el descalce de monedas con los activos, es el deterioro del patrimonio neto de las empresas y de los bancos, con su consecuente incremento en el riesgo de quiebra. De esta manera, la dolarización de los pasivos de las empresas y de los depósitos bancarios han sido tomados como fuentes de inestabilidad financiera en los Países Emergentes. A modo de ejemplo, se exponen los ratios de dolarización de los pasivos de empresas no financieras cotizantes en bolsa y de los depósitos bancarios para algunos países seleccionados.

Tabla 1.a: Pasivos en Moneda Extranjera/Pasivo Total
Promedios anuales de las empresas por país

Año	Argentina	Brasil	Colombia	México
1992	44.4%	0.0%	30.0%	37.9%
1993	49.1%	8.4%	41.2%	28.6%
1994	52.3%	29.7%	35.7%	44.3%
1995	56.4%	33.5%	13.0%	39.0%
1996	57.5%	26.6%	15.3%	47.9%
1997	58.2%	32.6%	18.9%	46.7%
1998	60.2%	37.3%	20.9%	47.1%
1999	59.9%	34.4%	20.2%	43.2%
2000	62.0%	36.1%	15.9%	35.5%

Fuente: Economática

Tabla 1.b: Depósitos en Moneda Extranjera/Depósitos Totales

Año	Argentina	Australia	Bolivia	Nueva Zelanda	Turquía
1992	51.0%	9.9%	81.2%	27.4%	59.6%
1993	53.0%	10.6%	81.4%	32.6%	72.6%
1994	52.2%	8.6%	78.5%	22.7%	100.3%
1995	55.0%	10.7%	78.3%	22.9%	99.4%
1996	53.4%	11.7%	91.6%	41.4%	90.6%
1997	53.6%	13.1%	91.7%	28.8%	95.5%
1998	54.6%	13.8%	91.9%	39.5%	82.2%
1999	58.5%	14.2%	92.6%	20.1%	90.0%
2000	61.9%	17.4%	92.1%	24.2%	88.1%

Fuente: IFS y Bancos Centrales

De esta manera, estudiar los determinantes de la dolarización de los pasivos no es un asunto trivial, dado que los pasivos dolarizados, vía efectos de balance, generan un grado de inestabilidad mayor en la economía al aumentar el riesgo de quiebra, por incremento en el riesgo cambiario por devaluación, intensificando la vulnerabilidad financiera de ese país. Al respecto se pueden distinguir dos problemas particularmente nocivos en la economía: descalces

³ Siguiendo a la literatura: el término “dólar” se usará como sinónimo de moneda extranjera utilizada como dinero y “peso” representará la moneda doméstica.

de monedas y *original sin*. Hausmann et al (2003b) definen al descalce de monedas como la diferencia en la denominación de monedas en activos y pasivos, mientras que el *original sin* en su aspecto externo es definido como la incapacidad de un país de endeudarse en el exterior en su propia moneda, y en su fase doméstica consiste en la incapacidad de los agentes de endeudarse a largo plazo internamente. Los dos hechos no son necesariamente iguales: los agentes de una economía pueden tener calzados sus pasivos y activos, pero sus deudas externas pueden estar en moneda extranjera.

Este proceso de dolarización coincidió con la adopción de regímenes cambiarios fijos en varios países (Levy Yeyati et al (2003)), siendo Argentina el caso paradigmático. La motivación principal del trabajo es precisamente evaluar el grado de influencia del régimen cambiario sobre las decisiones de endeudamiento en moneda extranjera a nivel microeconómico.

Varios trabajos se han dedicado a medir los efectos del leverage en dólares de los pasivos de las empresas sobre distintas variables macroeconómicas y microeconómicas, Beakley y Cowan (2002) lo hacen sobre la inversión, Bebczuk y Fanelli (2002) sobre la estructura de capital para el caso argentino, Benavente et al (2003) sobre los efectos de balance y el tipo de cambio para Chile; y Krugman (1999b), Calvo (2000) y Mishkin (2001) sobre su rol en las crisis financieras de los años 90. No obstante, muy pocos estudios se han detenido a examinar exhaustivamente los determinantes de la deuda en moneda extranjera de las empresas. Arteta (2002) analiza con datos macroeconómicos el grado de dolarización de los créditos y los depósitos en moneda extranjera en el sector bancario. Beakley y Cowan (2002) analizan en forma muy concisa los determinantes de los pasivos dolarizados de las empresas en Latinoamérica sin controlar por factores microeconómicos y macroeconómicos. Otros trabajos analizan los determinantes micro y macroeconómicos para un país en particular

Sin embargo, no existe ningún trabajo que haya estudiado las principales economías latinoamericanas en conjunto y evalúe los determinantes de los pasivos dolarizados controlando por los distintos factores macroeconómicos y financieros es decir, evaluar en forma de *cross section* y temporalmente el efecto del régimen cambiario. De esta manera, la innovación que plantea este trabajo es, por una lado, analizar en forma exhaustiva con datos en panel el impacto del régimen cambiario sobre las decisiones empresariales en cuanto a la composición de monedas del pasivo. Por otro lado, utilizar datos a nivel microeconómico combinados con información macroeconómica para evaluar el impacto del régimen cambiario sobre la deuda corporativa. Asimismo, se introducen nuevas variables en el análisis que la literatura considera relevantes como determinantes de la deuda en moneda extranjera y que hasta el momento no han sido analizadas.

Así, el objetivo de este trabajo es identificar los principales determinantes del porcentaje de deuda en moneda extranjera sobre el total de deuda de las empresas en Argentina, Brasil, Colombia y México para el período 1992 - 2000, prestando particular atención al régimen cambiario. En tal sentido, se analizarán distintos factores microeconómicos y macroeconómicos que pueden influir tanto en la oferta como en la demanda de crédito en moneda extranjera. La organización del trabajo es la siguiente: en la sección 2) se realiza una revisión de los trabajos teóricos y empíricos más relevantes y se plantea la hipótesis del trabajo. En la sección 3) se explica y se describe brevemente la base de datos utilizada y algunos hechos estilizados; en la sección 4) se expone el método de estimación para paneles dinámicos a utilizar; en la sección 5) se presentan los resultados arribados para la hipótesis central y las otras variables seleccionadas; y por último, en la sección en 6) se realiza una breve conclusión sobre los principales puntos del trabajo y del método utilizado.

2) REVISIÓN DE LA LITERATURA E HIPOTESIS DEL TRABAJO

2.1) REVISIÓN DE LA LITERATURA

Respecto de los efectos la dolarización de los pasivos, como expresan Levy Yeyati et al (2003), mientras que la literatura tiende a enfocarse sobre los efectos adversos de una devaluación nominal inesperada en presencia de descalces de monedas, los efectos de balance son relacionados al uso del tipo de cambio como un mecanismo de ajuste sobre los shocks externos y, en particular, la transición a un tipo de cambio real (RER) más depreciado en economías financieramente dolarizadas. En este sentido, es esencial notar que un régimen superfijo que previene exitosamente una amplia devaluación nominal no protege a un país de los efectos de balance por un ajuste en el RER. En un régimen fijo, la sobrevaluación del RER es corregida a través de un proceso de deflación que reduce el precio relativo de los no transables erosionando la capacidad de pago de los deudores del sector no transables sin importar la denominación de la moneda de los préstamos, este fenómeno es conocido como el problema de las transferencias (Krugman (1999a y 1999b) y Calvo (1999 y 2000)). En contraste en un país sin dolarización financiera, el ajuste a un más depreciado RER viene desde una depreciación nominal de un tipo de cambio flexible que mejora (vía disolución de la deuda) la capacidad de pago de los deudores en el sector no transable.

En cuanto a la literatura que investiga las consecuencias del tipo de cambio y el régimen cambiario sobre la composición de monedas de los pasivos empresariales y bancarios, se tiene que los efectos de la volatilidad del tipo de cambio sobre las firmas ha ido creciendo en el debate de los regímenes cambiarios para los países en desarrollo (Levy Yeyati et al (2003)). Se enfatiza el limitar la variabilidad del tipo de cambio (Calvo y Reinhart (2002)), el efecto *fear of floating*, y el impacto sobre la economía real de los colapsos cambiarios. El llamado enfoque de “*balance sheet*” hace hincapié que, vía crédito doméstico en moneda extranjera (tanto a través de ahorros domésticos dolarizados o endeudamiento extranjero), la sistemática exposición al riesgo cambiario es incrementada tanto a nivel bancario (si las regulaciones financieras permiten a las instituciones posiciones en moneda extranjeras no balanceadas) o directamente a nivel de las firmas (a través de la exposición del riesgo cambiario de la deuda en dólares versus las ganancias en moneda local). Este enfoque también ha sido usado tanto para explicar la propensión de las economías en desarrollo a reducir la volatilidad cambiaria bajo cualquier tipo de régimen cambiario de jure, y argüir a favor de la adopción de arreglos cambiarios superfijos (incluyendo la dolarización unilateral).

Sin embargo, los efectos del tipo de cambio sobre los balances son generalmente más un fenómeno derivado de la falta de una moneda nacional fuerte. Más precisamente, las economías emergentes tienden a tener monedas débiles que no son aceptadas como depósito de valor tanto doméstica como internacionalmente. En otras palabras, monedas débiles generan *original sin* externo, porque los acreedores extranjeros no quieren prestar en moneda local, o *original sin* doméstico, dado que los acreedores son reacios a prestar a Largo plazo en moneda doméstica. De esta forma, el síntoma inmediato es que el público prefiere ahorrar principalmente en moneda extranjera (induciendo a la dolarización financiera) o directamente en activos en moneda nacional a corto plazo o directamente *offshore*. Como resultado, cuando el sector financiero está dolarizado, los deudores del sector no transable terminan con deuda denominada en transables, incrementando su exposición cambiaria.

Aunque, en general, economías parcialmente dolarizadas con una moneda débil tienden a sufrir tanto descalces de monedas y plazos, intuitivamente, países donde el primero prevalece, tienden a manejar cuidadosamente su tipo de cambio, mientras que aquellos que sufren el segundo adaptarán su política monetaria en orden a minimizar los efectos reales de utilizar la tasa de interés como defensa al tipo de cambio. Así, independientemente del régimen de jure reportado por el país, la política cambiaria de facto será ampliamente determinada por la importancia relativa entre los descalces de plazos y monedas, y sus consecuencias percibidas.

Este último hecho estaría indicando en cierta forma⁴ que el orden de causalidad iría en sentido contrario al estudiado en este trabajo. Sin embargo, a pesar de que no es objeto de la investigación, en los resultados se mostrará como un primer indicio que la deuda en moneda extranjera de las empresas no causa en el sentido de Granger al régimen cambiario de Facto; y no es posible rechazarlo en el sentido inverso. Este resultado no implica que una vez instaurado el régimen se produzca un círculo vicioso entre la dolarización de los pasivos empresariales y la manutención de un régimen fijo, o en forma más amplia, que el agregado de los pasivos dolarizados de una economía tenga el efecto mencionado anteriormente sobre la política cambiaria.

Como señala Arteta (2002), respecto del régimen cambiario como determinante de la elección del leverage en dólares y el descalce de monedas existen dos puntos de vista. Por un lado, la visión de Mishkin (1996) y Obstfeld (1998), entre otros, quienes sostienen que los regímenes de tipo de cambio fijo alientan a las firmas y bancos a incurrir en descalces de monedas al contraer deuda en dólares, sin asegurar esta exposición, debido a que los agentes creen estar inmunes a las fluctuaciones del tipo de cambio dado el compromiso de la autoridad monetaria a defender la paridad establecida. Por otro lado, está la visión que sugiere que mayor flexibilidad cambiaria incrementa el costo de asegurarse contra el riesgo cambiario, lo cual obliga a los agentes a no incurrir en descalces de monedas (Hausmann et al (1999) y Mckinnon (2001)). Pese a que la intención del trabajo no es medir este fenómeno, si es la de observar uno de los componentes del posible descalce, es decir, los pasivos dolarizados corporativos.

Entre otros determinantes de la deuda dolarizada, se indica a los problemas de regulación bancaria. Por un lado, Levy Yeyati et al (2003) señalan que, mientras los estándares de Basilea han incorporado el riesgo de mercado en los esquemas regulatorios, tales medidas, como límites a exposición cambiaria a nivel bancario, tienden a quedarse cortos en el riesgo crediticio asociado a los descalces de monedas a nivel de las firmas, particularmente en economías con alta volatilidad del RER. Por otro lado, Mishkin (2000) señala que la existencia de un seguro de depósitos, implícito o explícito, genera problemas de información asimétrica, los cuales alientan tanto a los bancos como a las firmas a la generación de créditos en moneda extranjera.

Desde el punto de vista teórico, en general, no existe una amplia bibliografía que investigue específicamente sobre los determinantes del endeudamiento en moneda extranjera del sector privado. Como se observó, ésta generalmente se refiere a las consecuencias de la dolarización de las carteras de los bancos y las firmas. Entre los trabajos más relevantes se puede mencionar el de Calvo (2002), quien expone como determinantes de la dolarización de los pasivos de las empresas a la sustitución de monedas en economías altamente volátiles e inflacionarias, la dolarización de la deuda pública y la expectativa de un refinanciamiento en pesos de la deuda privada en dólares a tasas de interés atractivas.

Entre los trabajos empíricos, como ya se mencionó, se encuentran los de Fanelli y Bebczuk (2002), quienes exploran determinantes micro y macroeconómicos de la deuda en moneda extranjera para las firmas que cotizan en bolsa en Argentina; Beakley y Cowan (2002) investigan el efecto de los pasivos dolarizados sobre la inversión y analizan brevemente los determinantes de los pasivos dolarizados de las firmas en países emergentes; Benavente et al (2002) lo hacen para el caso chileno; De Nicoló et al (2003) analizan los depósitos bancarios en moneda extranjera encontrando que la política macroeconómica y la estructura institucional son determinantes de las variaciones cross-country en la dolarización; y Arteta (2002) estudia principalmente los descalces de monedas para los agregados macroeconómicos y financieros y su relación con el régimen cambiario. Sin embargo, ninguno de estos trabajos realiza un estudio profundo de los determinantes microeconómicos y macroeconómicos de los pasivos en moneda extranjera, más aun, a excepción del último trabajo mencionado, el cual analiza datos macroeconómicos, no se investiga su relación con el régimen cambiario y los movimientos en

⁴ Aquí se analiza la dolarización de los pasivos corporativos, no lo descalces en monedas.

los tipos de cambio. Por último, en BID (2003) varios autores⁵ analizan primordialmente el efecto de las devaluaciones y la volatilidad de las tasas de interés y el tipo de cambio sobre la composición de monedas del pasivo de las empresas, pero sin embargo no estudian el comportamiento de los pasivos dolarizados bajo distintos regímenes cambiarios.

2.2) HIPÓTESIS y OTROS EFECTOS ESPERADOS

En esta sección se plantean la hipótesis central del trabajo, que los regímenes cambiarios fijos alientan a la dolarización de los pasivos corporativos, y otros resultados esperados. A modo de resumen se describen brevemente las variables a ser analizadas y el signo esperado de estas.

Aspectos teóricos de la dolarización de los pasivos corporativos Argumentos a ser analizados - signo esperado

Marco	Fundamento - Variable	Signo esperado		
		Deudores	Acreedores	Total
Régimen de tipo de cambio fijo				
		+	+	+
Racional - Microeconómicas	Proporción de deuda de Largo plazo	+	+
	Activo Fijo	?	?	?
	Tamaño de la empresa	+	+	+
	Actividad transable	+	+	+
Condiciones del crédito	Diferencial de tasas (> riesgo cambiario)	-	+	?
	Plazos mayores	+	+	+
Tipo de cambio	Volatilidad del tipo de cambio	-	+	?
	Tasa de devaluación	-	+	?
	Apreciación esperada del RER	+	?	?
	Variabilidad del tipo de cambio nominal	-	+	?
	Variabilidad de la política cambiaria	-	+	?
Variables Financieras	Entrada de Capitales	+	+
	Desarrollo del sistema financiero	?	?	?
	Acceso a los mercados financieros	+	+	+
	Inestabilidad Financiera y Bursatil	-	-	-
Macroeconómicas	Volatilidad e inestabilidad macroeconómica	-	? ó +	?
	Momentos previos a una crisis	-	+	?
Información Asimétrica - Regulación	Regulación Bancaria laxa - créditos U\$S	+	+
	Regulación Bancaria laxa - depósitos U\$S	+	+
	Seguro para depósitos en U\$S	+	+	+
	Rescate	+	+	+
Tipo de cambio	Duración del régimen cambiario	?	?	?
Macroeconómicas	Deuda Pública dolarizada	+	+	+
Irracional - Condiciones del crédito	Subestimación del riesgo	+	+	+
Tipo de cambio	Miopía	+	+	+

La elección entre créditos en moneda extranjera y local por parte de las firmas y los acreedores dependerá fundamentalmente de tres componentes: el costo, el plazo y el riesgo. Los créditos en dólares serán más baratos que los préstamos en pesos, en la medida que los denominados en moneda doméstica incorporen la prima por riesgo de devaluación.

Los plazos de los créditos en moneda extranjera tienden a ser mayores que los créditos en moneda local dado que los acreedores tienen cubierto el riesgo cambiario por lo que éstos están dispuestos a conceder mayores términos en la duración del préstamo; este hecho es beneficioso para las firmas si desean un mayor apalancamiento, y en particular si quieren financiar activos

⁵ Luis Carranza, "Debt Composition and Balance Sheet Effects of Exchange and Interest Rates Volatility: Case of Peru". Juan Carlos Echeverry, Roberto Steiner y Leopoldo Ferguson, "Hell, Heaven or Hedged: Debt Devaluation and Firm Investment in Colombia". Sangeeta Pratap y Alejandro Somuano, "Debt Composition and Balance Sheet Effect of Exchange and Interest Rate Volatility in Mexico". Sebastian Galiani, Eduardo Levy Yeyati y Ernesto Schargrotsky, "Financial Dollarization and Debt Deflation Under a Currency Board: The Case of Argentina". Felipe Morandé, "Debt Composition and Balance-Sheet Effects of Exchange Rate: A Firm level Analysis for Chile". Marco Bonomo, "Debt Composition and Balance Sheet Effects of Exchange and Interest Rate Volatility in Brazil".

de larga duración. A su vez, los bancos querrán calzar la maduración de sus pasivos denominados en distinta moneda, de modo que el plazo también dependerá de la composición de monedas de los depósitos, sobre todo en países emergentes donde los depósitos en moneda local tienden a ser de muy corto plazo (Levy Yeyati et al (2003)), por lo que es de esperarse que los créditos en pesos sean de menor duración. Las líneas de créditos externo son otro aliciente a que los créditos en moneda extranjera sean de largo plazo, dada la larga duración de estos tipos de créditos. Para los deudores menores plazos significan mayores necesidades de refinanciamiento de la deuda, por lo cual también estarán incentivados a contratar créditos de larga duración y tasas fijas.

El riesgo dependerá de varios factores, por el lado del deudor, si éste tiene calzados sus ingresos (como las actividades transables) su exposición cambiaria será menor. A su vez, cuanto mayor sea la duración del crédito mayor tiempo está expuesto el deudor al riesgo cambiario, pero si tiene asegurado sus flujos de ingresos contra una devaluación, su exposición cambiaria se verá reducida. Por el lado del acreedor, éste preferirá prestar en moneda extranjera con el fin de disminuir su riesgo cambiario.

Las tres variables se ven influenciadas en gran medida por determinados factores que afectan especialmente al riesgo cambiario. Los problemas de información asimétrica y ciertas posibles conductas irracionales incrementan sustancialmente los incentivos de los deudores y de los acreedores a suscribir contratos en moneda extranjera. Así, las políticas gubernamentales (rescates, regulación bancaria y política cambiaria) y los comportamientos irracionales (miopía y subestimación del riesgo) reducen el riesgo percibido por los agentes.

2.2.1) HIPÓTESIS

Un tipo de cambio estable, en particular un arreglo cambiario fijo, genera fuertes incentivos a la dolarización si los agentes creen estar inmunes a las fluctuaciones del tipo cambio debido a al compromiso de la autoridad monetaria en mantener la paridad prefijada (Mishkin (1996) y Obstfeld (1998)). En este sentido, el riesgo cambiario es ampliamente suprimido incrementando los deseos de los deudores a endeudarse en moneda extranjera, en particular sobre aquellos que no pueden calzar sus ingresos con los pasivos dolarizados. De esta manera, los efectos adversos sobre los plazos y la prima por riesgos son pormenorizados incentivando a las firmas a tomar deudas en moneda extranjera. Así, uno de los efectos que genera el régimen cambiario fijo es que los agentes esperan que la paridad cambiaria se mantenga durante el ciclo de vida del crédito, es decir, el tipo de cambio al momento del pago.

El caso argentino es el mejor ejemplo de esta situación, en donde bajo un régimen superfijo (léase caja de conversión sostenida por una ley) la tasa en pesos estaba relativamente cercana a la tasa en dólares, es decir, la prima por riesgo era lo suficientemente baja para incentivar a los deudores a tomar deuda en moneda extranjera, existía una gran dolarización de los depósitos y de los créditos, en particular los de larga duración. Como ejemplo cabe citar a los préstamos hipotecarios, los cuales eran de largo plazo, no existían líneas de créditos en moneda local y generalmente los deudores no estaban calzados.

De esta manera, el régimen cambiario juega un rol central en la determinación de la dolarización de los pasivos en una economía. Por lo que el objetivo principal del trabajo es evaluar el impacto del régimen cambiario sobre el cociente deuda en moneda extranjera a deuda total de las empresas. En particular, la hipótesis central *es que regímenes de tipo de cambio fijo alientan a las empresas a tomar una mayor proporción de su deuda en moneda extranjera*. Esta presunción es sustentada esencialmente bajo el argumento enunciado, entre otros autores, por Calvo (2002) y Levy Yeyati et al (2003): dada la volatilidad de las economías bajo estudio y que sus monedas son relativamente débiles, con un régimen cambiario fijo, tanto acreedores como deudores tienden a suscribir contratos en moneda extranjera, los primeros con el fin de

disminuir su exposición al riesgo cambiario frente a una devaluación, y los segundos para acceder a créditos con términos más favorables de tasa y plazo.

La clasificación de régimen cambiario escogida no es trivial para el caso bajo estudio. En efecto, la hipótesis principal será contrastada bajo dos clasificaciones alternativas de regímenes cambiarios: la clasificación de Jure, consistente en el régimen que cada país declara ante el FMI, y la clasificación de Facto de Levy–Yeyati y Sturzenegger (2000), la cual es construida mediante la técnica de *cluster* agrupando a los países en cuanto al movimiento del tipo de cambio y de las reservas internacionales⁶. A priori no es posible realizar un juicio sobre la comparación de la magnitud de los coeficientes entre ambos regímenes. Por un lado, tipos de cambio estables independientemente del régimen declarado, los cuales son captados por la clasificación de Facto, tienden a alentar al endeudamiento en moneda extranjera. Por otro lado, dado los países incluidos en la muestra, un régimen de cambio fijo de Jure, puede evidenciar un mayor grado de compromiso de la autoridad monetaria en mantener una paridad cambiaria prefijada, en este sentido, se puede señalar al caso argentino como un régimen de Jure y de Facto que se mantuvo en el tiempo; y en contraposición a México que a pesar de haber declarado un régimen flotante durante los años 1992-94, mantuvo un régimen fijo, el cual fue quebrantado durante la crisis del Tequila.

La hipótesis principal será evaluada no sólo indicando el tipo de régimen (tanto de Jure como de Facto), sino que también se analizará el efecto de la duración del régimen cambiario, cuyo signo no es posible determinar a priori. Si un gobierno ha repelido con éxito un ataque especulativo contra la moneda en el pasado, como fue el caso argentino, y el régimen ha perdurado en el tiempo, ya sea por miopía, histéresis o por problemas de riesgo moral, es posible que el público perciba que el gobierno continuará manteniendo la paridad cambiaria, suscribiendo de esta manera contratos en dólares debido a que las tasas de interés son más bajas o los plazos más convenientes. Por otro lado, si las empresas perciben que tarde o temprano el régimen colapsará, éstas serán reacias a endeudarse en moneda extranjera cuanto más tiempo haya persistido el régimen de tipo de cambio fijo, especialmente en América Latina donde los regímenes de tipo de cambio fijo han tenido históricamente una vida relativamente corta (ver Apéndice B tabla B.2 para la duración de los regímenes fijos desde 1980).

Asimismo, el efecto del régimen cambiario dependerá de la estabilidad que mantenga en el tiempo, es decir, no sólo su duración, sino también que no existan importantes saltos en la actitud del gobierno frente al manejo de la política cambiaria. En esta instancia, no se estaría analizando el comportamiento del tipo de cambio, el cual puede ser analizado por su desvío o coeficiente de variación, sino el movimiento del mismo en conjunción con el manejo de las reservas internacionales, para lo cual se utilizará la clasificación de facto de regímenes cambiarios. En este sentido, el signo esperado es incierto, dado que por el lado de la oferta de crédito cuanto menor es el compromiso de la autoridad monetaria en mantener una política cambiaria determinada, mayor incentivo tendrán los acreedores en prestar en moneda extranjera. En tanto que para los deudores, el sentido será inverso.

2.2.2) CONTROLES y OTROS EFECTOS ESPERADOS

Uno de los principales controles sobre la elección de la proporción en dólares mantenidas por las empresas es el diferencial de tasa de interés entre los créditos en pesos y en dólares. A priori, su signo no está definido. Por un lado, si los agentes subestiman el riesgo cambiario, la tasa de interés en moneda extranjera, al no contener el componente de expectativas de devaluación presente en los contratos en moneda local, es un atractivo para las empresas y con lo cual puede esperarse que repercuta en forma positiva sobre el endeudamiento en dólares. Por otro lado, un mayor diferencial de tasas de interés implica que la prima por riesgo cambiario es

⁶ Ver en la tabla B.1 del Apéndice B el criterio de clasificación cambiaria de Levy – Yeyati y Sturzenegger (2000).

mayor, es decir, mayores son las expectativas de devaluación, y menor el deseo de las firmas a endeudarse en moneda extranjera. En cambio para los acreedores, si son adversos al riesgo, mayor será el deseo de éstos de prestar en dólares cuanto mayor sea la prima por riesgo cambiario.

El resto de los controles, responden a variables microeconómicas. En efecto, la decisión de endeudamiento en moneda extranjera no es independiente de las características propias de cada empresa y de determinados factores que afectan la decisión de inversión de las mismas. En general, al prestar en dólares el acreedor tiene cubierto el riesgo cambiario, por lo que a las empresas les será más fácil conseguir préstamos en moneda extranjera a mayores plazos, de este modo, como señalan Bebzuck y Fanelli (2002), es de esperarse que exista una relación positiva entre la deuda en dólares y la deuda a largo plazo mostrando que las empresas prefieren calzar la duración de sus activos y pasivos e incurrir en un descalce de monedas en la composición de su patrimonio. A su vez, la existencia de una fuerte relación entre pasivos dolarizados y deudas de largo plazo, está evidenciado otro de los graves problemas de la economía emergentes, el *original sin* doméstico, es decir, la dificultad de endeudarse a largo plazo internamente no sería independiente de la decisión de los acreedores en prestar en moneda extranjera debido a la fragilidad de la moneda doméstica.

El tamaño relativo del activo fijo al activo total puede ser un factor que afecte en forma negativa al leverage en dólares de las empresas, dado que para los acreedores la existencia de riesgo cambiario implica que el valor de liquidación de algunos activos tangibles sea menor debido a la irreversibilidad del capital invertido (Bebzuck y Fanelli (2002)); por otro lado, el activo fijo puede ser usado como garantía disminuyendo los problemas de información asimétrica y posibilitando a los deudores obtener créditos en dólares con términos más favorables. Para el tamaño de la empresa, medido por el logaritmo del capital, y utilizado como indicador de riesgo, se espera que tenga un efecto positivo, dado que empresas de mayor tamaño tienen un menor riesgo de quiebra accediendo a una mayor oferta de créditos, en especial más baratos y de mayor plazo. Bajo el supuesto de aversión al riesgo de los deudores, es de esperarse que aquellas actividades económicas que puedan calzar ingresos con pasivos sean receptoras de créditos más baratos en dólares, es decir, para aquellas empresas que pertenecen al sector transable se espera que éstas tengan una mayor proporción de su deuda en moneda extranjera.

En cuanto a los otros efectos esperados sobre la dolarización de los pasivos empresariales, se analizará el comportamiento del tipo de cambio (nominal y real), factores financieros y las crisis financieras y cambiarias, el efecto de la deuda pública y la deuda externa, el entorno macroeconómico, el marco regulatorio del sistema bancario y las políticas de rescate implementadas por los gobiernos en crisis anteriores. Por último, se reflexionará sobre la posible relación existente entre el *original sin* interno y la dolarización de los pasivos corporativos.

La volatilidad del tipo de cambio (más allá del régimen adoptado) es uno de los principales factores que afectan la dolarización de los pasivos. Mayores fluctuaciones en el tipo de cambio generan un mayor riesgo cambiario. En este sentido, los deudores serán reacios a suscribir contratos en moneda extranjera, dado que si la firma no puede calzar sus ingresos con el flujo de pagos de los pasivos dolarizados el deudor quedará expuesto a un mayor riesgo cambiario. Para los acreedores el sentido es inverso: con el fin de evitar pérdidas de capital, éstos preferirán prestar en moneda extranjera, de modo que el signo es incierto. A su vez, la evolución temporal del RER puede influir sobre la demanda de crédito en moneda extranjera, de modo que si las empresas esperan una depreciación real estarían incentivadas a no tener una gran exposición en moneda extranjera de sus pasivos. Por el contrario, los acreedores están alentados a suscribir los contratos en dólares, pero si a éstos sólo les interesa la exposición en términos nominales (como podría ser miopía de un acreedor externo) el efecto del RER puede ser nulo. Incluso el efecto podría ser negativo, si se espera una fuerte devaluación para compensar la excesiva apreciación

del RER, incrementándose, de esta forma, el riesgo de quiebra por producto de una crisis financiera y una recesión.

Los años 90 se caracterizaron por un gran desarrollo del sistema financiero en Latinoamérica, implicando una mayor oferta de crédito para las economías. De esta manera, mayor volumen de crédito implica mayor acceso a distintas fuentes de financiamiento para las empresas. Por un lado, este aumento en la disponibilidad de crédito puede devenir en una mayor dolarización de los contratos si los acreedores son adversos al riesgo y desean evitar una mayor exposición al riesgo cambiario que implica prestar en moneda doméstica, como sucedió en Argentina. Por otro lado, el crecimiento del crédito puede incrementar las opciones de financiamiento que no necesariamente se traducen en la dolarización de los instrumentos financieros, como es el caso brasileño, con un mercado de futuros muy desarrollado y donde existe una amplia gama de créditos a distintos plazos e indexados no necesariamente al movimiento del dólar. De esta manera, no es posible inducir a priori cuál es el signo del efecto del crédito doméstico sobre las decisiones de endeudamiento en moneda extranjera de las empresas.

A pesar de utilizar en el análisis a las principales empresas de cada país, no todas las firmas tienen el mismo acceso a los distintos mercados financieros, tanto doméstico como internacional. Aquellas empresas que tienen menos restricciones al poder emitir deuda tanto en los mercados internacionales como en el doméstico tenderán a tomar deuda en mejores condiciones, precio y plazo. Si la emisión de deuda en dólares en el mercado internacional implica una tasa de interés menor y un plazo mayor, las firmas estarán incentivadas a tomar deuda en moneda extranjera. A su vez, la emisión de deuda, doméstica como internacional, reduce los problemas de información entre las empresas y los acreedores, lo cual reduce las tasas y aumenta la madurez de los créditos. De esta manera, se espera que aquellas firmas que tengan menores restricciones de liquidez tengan una mayor proporción de su deuda en dólares.

Un efecto adicional, señalado por Mishkin (2001), en las economías volátiles, es el deterioro del patrimonio neto que las mismas usan como garantía. En efecto, el Patrimonio Neto de una firma, usado como garantía, reduce los problemas de información asimétrica que se dan en los Países Emergentes, posibilitando acceso a un mayor volumen de créditos y más baratos, pero si el precio de un activo cae, y con este el colateral, dichos problemas aparecen de nuevo. Con alta volatilidad en el precio de los activos, inesperadas depreciaciones en el tipo de cambio o una devaluación generan incertidumbre sobre el valor futuro de la moneda local y del Patrimonio Neto usado como garantía, por lo que lleva a que les sea más difícil a las empresas conseguir financiamiento, en particular en moneda extranjera.

Las crisis financieras y cambiarias pueden tener un efecto positivo sobre el leverage en dólares que mantienen las empresas, dado que los acreedores frente a la posibilidad de sufrir futuras pérdidas de capital debido a fuertes fluctuaciones en el tipo de cambio se ven incentivados a celebrar contratos en dólares. Por el lado de las empresas, si éstas tenían créditos en moneda extranjera previo a la crisis, es de esperarse que su proporción de pasivos dolarizados aumente por el mero hecho de la devaluación real⁷, pero es de esperarse que en los períodos previos a las crisis las firmas intenten disminuir su exposición en moneda extranjera. Con el fin de testear la decisión de las empresas respecto a las crisis, aislando el efecto de balance, se observará el signo de los períodos previos a estas

Para testear el efecto de la volatilidad y desequilibrios macroeconómicos sobre la composición de monedas de los pasivos de las firmas, se utilizará el desvío y la media trimestral del riesgo país (EMBI spread) y el desvío del Estimador Mensual de la Actividad Económica (EMI). Con el primer indicador se está midiendo el efecto del riesgo financiero global de la

⁷ Este es el efecto de balance, el incremento sustancial de los pasivos debido a que las deudas dolarizadas aumentan considerablemente dado que se multiplican por un tipo de cambio más depreciado.

economía, tanto por *default* del gobierno, e indirectamente por devaluación⁸. Con el desvío se intenta observar la posibilidad de las empresas de manejar dichos riesgos, mientras que con el nivel se observa el efecto mismo del riesgo país. Con respecto al segundo indicador, el EMI, como este suele ser un usado como predictor de la actividad económica, mayor volatilidad en el mismo afecta a las decisiones de inversión, entonces a los pasivos de largo plazo, y por la estrecha relación con estos últimos a la deuda en moneda extranjera. Se espera para las tres variables que sus efectos sean negativos.

Respecto de la regulación bancaria referente a la penalización por descalce de monedas, tanto del lado de la oferta como del lado del deudor, se espera que la falta de tales requerimientos aliente a la suscripción de contratos en dólares. A su vez, la existencia de un seguro para depósitos en moneda extranjera, puede alentar tanto a la oferta de crédito como a la demanda a suscribir contratos en dólares. Según Mishkin (2000 y 2001), la existencia de un seguro explícito, en este caso para los depósitos en dólares, alienta a los bancos a tener un mayor volumen de su cartera de créditos en moneda extranjera sin reparar en la calidad del deudor y, por lo tanto, los bancos se exponen a un riesgo excesivo, este hecho se debe a que los depositantes no tienen incentivos de imponer a los bancos disciplina de mercado, porque están protegidos por el seguro en caso de quiebra del banco. A su vez, por el lado de la demanda de crédito, la existencia del seguro alienta a los empresarios amantes del riesgo, por ejemplo los del sector no-transable, a tomar créditos en actividades altamente riesgosas (léase riesgosa en términos de exposición cambiaria y capacidad de calzar ingresos con flujo de pagos).

Cuando existe un régimen de cambio fijo, pueden existir problemas de riesgo moral cuando el público suscribe contratos en dólares, si es que éste espera que, ante una fuerte y repentina devaluación, el gobierno rescate a los deudores con el fin de evitar una crisis financiera, más aún si el que está en peligro es un gran acreedor o deudor, en términos de Mishkin (2000 y 2001) “Demasiado grande para quebrar”, es decir, se reduce la disciplina de mercado y se incrementan los problemas de riesgo moral induciendo a los agentes a tomar excesivos riesgos. En este sentido, la crisis coreana es tomada como un ejemplo de la política “Demasiado grande para quebrar”, donde fue percibido que el gobierno coreano implementaba tal política, permitiendo que las principales empresas se endeudaran en moneda extranjera incrementando dramáticamente su leverage en dólares, lo cual fue tomado como factor desencadenante de la crisis financiera coreana de los '90. De este modo, si un gobierno realizó un rescate en el pasado, las firmas y los acreedores pueden esperar que dicha política sea nuevamente usada en una devaluación. Entonces la dimensión del riesgo cambiario se reduce, incentivando a los agentes a suscribir contratos en dólares, por lo que se espera que el la existencia de un rescate tenga un efecto positivo.

Por último se analizará la relación existente entre la dolarización de los pasivos, la deuda a largo plazo y el problema del *original sin* interno. Para esto se tomará como variable dependiente a la proporción de deuda de largo plazo mantenida por las empresas, y se la regresará contra ciertas variables que influyen en la dolarización doméstica de los pasivos corporativos. La idea es testear si la disminución en el *original sin* interno (o el incremento en la deuda de largo plazo de las firmas) es, en parte, logrado por la dolarización de los pasivos. Para esto se tomará: 1) la regulación sobre el sistema bancario respecto a la prohibición de prestar en moneda extranjera domésticamente; 2) la inestabilidad de la política cambiaria como signo de una moneda débil ; y 3) la entrada de capitales como incremento de la oferta interna de crédito, pero en moneda extranjera.

3) BASE DE DATOS, ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS y HECHOS ESTILIZADOS

⁸ Para una mayor discusión entre la relación entre riesgo país y riesgo de devaluación ver Hildegart A. Ahumada y Maria Lorena Garegnani (2000).

3.1) BASE DE DATOS

La base está compuesta por datos en panel de los balances trimestrales de empresas que cotizan en bolsa de distintas economías latinoamericanas. Los países analizados son Argentina, Brasil, Colombia y México⁹, y el período bajo estudio se extiende desde el primer trimestre de 1992 al cuarto trimestre de 2000, aunque, a causa de la distinta disponibilidad de datos por empresas y países, los paneles serán no balanceados.

Las fuentes utilizadas son: a) para los datos microeconómicos, Economática¹⁰ y las bolsas de valores de los países mencionados; b) Para los datos macroeconómicos y financieros, la base “International Financial Statistics” del FMI (IFS) y las bases estadísticas de los Bancos Centrales de dichos países; y c) Asimismo se utilizaron bases de datos específicas para determinadas variables como el régimen cambiario y el seguro para depósitos en moneda extranjera, entre otras. En el Apéndice A se describen las variables utilizadas y sus fuentes.

3.2) ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS y HECHOS ESTILIZADOS

Como paso previo a la presentación de los resultados se presentan las características principales de la muestra de referencia y estadísticas descriptivas que permiten tener una noción preeliminar de las relaciones esperadas entre la deuda en moneda extranjera de las firmas bajo análisis y de algunas variables fundamentales que se plantearon en las hipótesis y otros efectos esperados.

La muestra está constituida por 361 empresas, siendo Brasil y México los países que poseen la mayor cantidad de firmas. Sin embargo, para el caso brasileño los datos disponibles con pasivos dolarizados disminuye significativamente. En la tabla B.3 del Apéndice B se muestra la distribución de la cantidad de total empresas por país y de aquellas firmas que declararon su deuda en moneda extranjera.

El país con mayor ratio deuda en dólares a pasivos dolarizados es Argentina, siendo Colombia la de menor proporción. A su vez, la relación pasivo de largo plazo a pasivos totales es relativamente similar en los cuatro países, con Colombia el de menor porcentaje. A continuación se muestran dichos promedios.

Tabla 2.1
Ratios Deuda U\$S/ Deuda T y Deuda LP/ Deuda T
Promedios por país de todos los trimestres

País	U\$S/Total	Deuda LP/Total
Argentina	55.9%	31.9%
Brasil	32.5%	37.4%
Colombia	19.3%	36.6%
México	42.6%	31.7%
Total	43.5%	33.9%

En cuanto al régimen cambiario, en determinados casos, se observan países que han declarado tener un determinado régimen (clasificación de Jure), pero han variado en alguna medida su política cambiaria (clasificación de Facto). Los casos extremos donde ambas clasificaciones concuerdan son Argentina y Colombia. Argentina, mantuvo un régimen de caja de conversión hasta finales de 2001, la cual abandonó después de una crisis financiera. Colombia, a principios de los 90 adoptó como política monetaria *inflation targeting*, la cual es más compatible con un cambio flotante y ha mantenido con éxito relativo. Brasil, después de

⁹ Estos cuatro países están entre las cinco economías más importantes de Latinoamérica, lamentablemente, para Chile no se pudo obtener el dato de pasivo en moneda extranjera.

¹⁰ Se agradece a la Universidad de San Andrés, en particular a Juan J. Cruces y Walter Sosa Escudero por facilitar el acceso a Economática.

varios intentos de mantener un régimen de tipo cambio fijo, en particular el Plan Real, adoptó como régimen monetario *inflation targeting* a principios de 1999, empero el Banco Central de Brasil ha tenido que intervenir en el mercado cambiario para evitar una excesiva depreciación del Real no deseada¹¹. En tanto que México, luego del régimen cambiario fijo anterior al *Tequila* adoptó por dos años un régimen de metas monetarias, en el cual se trató de disminuir la tasa de inflación, para luego pasar a *inflation targeting*. A continuación se muestran las clasificaciones de Jure y de Facto para los cuatro países según la evolución en el tiempo

Tabla 2.2
Regímenes cambiarios De Jure y De Facto para el período 1992 - 2000

AÑO	Argentina		Brasil		Colombia		México	
	de Jure	de Facto	de Jure	de Facto	de Jure	de Facto	de Jure	de Facto
1992	Fijo	Fijo	Flotante	Intermedio	Intermedio	Intermedio	Flotante	Fijo
1993	Fijo	Fijo	Flotante	Intermedio	Intermedio	Intermedio	Flotante	Fijo
1994	Fijo	Fijo	Fijo	Intermedio	Flotante	Flotante	Flotante	Fijo
1995	Fijo	Fijo	Flotante	Flotante	Flotante	Flotante	Flotante	Intermedio
1996	Fijo	Fijo	Flotante	Intermedio	Flotante	Flotante	Flotante	Intermedio
1997	Fijo	Fijo	Flotante	Intermedio	Flotante	Flotante	Flotante	Flotante
1998	Fijo	Fijo	Flotante	Fijo	Flotante	Flotante	Flotante	Flotante
1999	Fijo	Fijo	Flotante	Intermedio	Flotante	Flotante	Flotante	Flotante
2000	Fijo	Fijo	Flotante	Fijo	Flotante	Flotante	Flotante	Flotante

A primera vista, si se observa la evolución temporal del ratio deuda en dólares a deuda total (promedio de las empresas por país), se puede divisar que cuando el país maneja el tipo de cambio como si fuera fijo (clasificación de facto), la proporción de deuda en moneda extranjera mantenida por las empresas se incrementa respecto a los períodos en donde se deja flotar libremente a la moneda, o en promedio esta es mayor que en los períodos con tipos de cambios más flexibles. A su vez, cuando el régimen se mantiene en el tiempo pareciera que el ratio aumenta. Este último efecto parece ir en sentido inverso, es decir, si el tipo de cambio se maneja de forma flotante, la proporción de deuda en dólares disminuye en el tiempo, en donde los casos más notorios son Argentina y México respectivamente. En la figura B.1 se muestra la evolución temporal para los países bajo análisis comparado con el régimen cambiario de Facto.

Asimismo, se pueden observar dos hechos adicionales. Primero, a diferencia de lo que parece esgrimir la literatura, Levi Yeyati et al (2003) y Hausmann et al (2003), la dolarización de los pasivos se incrementa una vez que el régimen cambiario comienza a ser más rígido (léase un tipo de cambio más fijo), tal es el caso de Argentina¹², Brasil en los trimestres de 1998 y 2000 y México en el período pre-*Tequila*. Segundo, se observa que en las épocas de crisis la proporción de deuda dolarizada de las empresas al principio aumenta y luego disminuye significativamente. Para estos períodos, al principio el peso deuda dolarizada aumenta debido al

¹¹ *Inflation targeting* surge como un régimen de política monetaria con el fin de controlar la tasa de inflación en una economía donde la demanda de dinero es inestable. Plantea como instrumento de política monetaria el manejo de la tasa de interés para alcanzar metas inflacionarias preestablecidas. De este modo, el movimiento del tipo de cambio plantea un *trade – off* entre los objetivos de política monetaria y el manejo de la tasa de interés, pues por un lado la depreciación de la moneda doméstica tiene dos efectos: modificar la tasa de interés interna, vía paridad encubierta de intereses, y segundo incrementar el nivel de precios. Por otro lado, la intervención en el tipo de cambio implica mover la oferta de dinero, la cual puede atentar contra la tasa de inflación fijada como meta. De este modo, la autoridad monetaria necesita utilizar un instrumento adicional para controlar la tasa de inflación sin que se deprecie excesivamente la moneda, utilizando las reservas internacionales para intervenir en el mercado cambiario e incrementando la oferta monetaria por encima de los valores prefijados. Para más detalle ver Ben S. Bernanke, Thomas Laubach, Frederic S. Mishkin, Adam S. Posen. “Inflation Targeting: Lessons from the International Experiences”. 1999. Princenton University Press

¹² Recordar que este país a partir de 1992, comenzó a tener un régimen cambiario fijo.

efecto de balance ya comentado¹³, luego es de esperarse que las firmas deseen mantener una menor proporción de pasivos dolarizados.

En cuanto a la volatilidad del tipo de cambio nominal, medido por su coeficiente de variación, no se puede precisar a priori cuál es la relación entre la proporción de deuda en moneda extranjera mantenida por las empresas y la volatilidad del tipo de cambio. En la figura B.2 se presentan los casos argentino y mexicano. Se puede ver que para Argentina la relación prácticamente es unívoca: menor variación implica, mayor dolarización de los pasivos empresariales. En cambio para México, esta relación parece ser positiva, excepto en la crisis del Tequila donde el comportamiento es notoriamente inverso (presumiblemente debido a la devaluación que sufrió la moneda en ese período). Respecto del nivel del RER, no es posible establecer una relación uniforme con la proporción de deuda en dólares de las empresas. Mientras que para el caso argentino no se puede determinar una correspondencia con el RER. En cambio para México, se observa que la evolución de la deuda en moneda extranjera siguiera a la trayectoria del RER (ver Figura B.3).

Entre las variables microeconómicas más relevantes, se encuentra el pasivo de largo plazo mantenido por las firmas. Excepto la economía brasileña, el resto de los países analizados evidencia un grado significativo de correlación entre la proporción de deuda dolarizada y la deuda de largo plazo (ver tabla B.5). Este hecho indicaría ya lo señalado por Bebczuk y Fanelli (2002) sobre las preferencias de las empresas por calzar plazos entre activos y pasivos versus el calce de sus monedas. Así mismo, esta relación podría ser efecto de lo que Hausmann et al (2003a y 2003b) llaman el *original sin* doméstico: dado el problema de endeudamiento en el mercado interno a largo plazo que tienen las empresas, las empresas en parte consiguen endeudarse a plazos mayores si el crédito es en moneda extranjera.

La evolución de la economía puede tener efectos sobre la dolarización de los pasivos empresariales. Observando el riesgo país (EMBI), tomado como medida de volatilidad de la economía, gráficamente no es posible apreciar un relación unívoca con la proporción de deuda en moneda extranjera mantenida por las empresas. Para México se puede observar en algunos períodos, que cuando el riesgo país disminuye la deuda dolarizada sigue el mismo camino (Ver figura B.4). El nivel de actividad, medido por el Estimador Mensual de Actividad (EMI), aparentemente no juega papel alguno como determinante de la dolarización de los pasivos. Tanto para el caso argentino como para el caso mexicano, no es posible determinar gráficamente relación alguna entre la evolución del nivel de actividad y la variable bajo estudio (ver figura B.5).

Respecto de las variables financieras que pueden tener alguna injerencia sobre el nivel de dolarización de los pasivos empresariales, se presenta en la figura B.6 la evolución del crédito doméstico, normalizado por el PBI, para Argentina y México. Para el caso argentino, se puede observar que existiría una relación positiva entre la evolución del crédito doméstico y la dolarización de las deudas de las firmas, pero para México no es posible determinar dicha relación de manera uniforme.

En la figura B.7 se muestra el movimiento de capitales¹⁴ juntamente con la evolución de la deuda en dólares y de la deuda a largo plazo de las empresas en términos anuales. Se puede apreciar que para ambos ratios, existe una relación positiva con el flujo de capitales. Este hecho estaría evidenciando como actúa en cierta medida la parte doméstica *original sin*: cuando aumenta el ingreso de capitales, se incrementa la disponibilidad de crédito, de modo que las empresas consiguen endeudarse a largo plazo, pero cierta proporción en moneda extranjera, ya

¹³ A la deuda en moneda extranjera se la está multiplicando por una unidad de cuenta (el tipo de cambio) que aumentó significativamente respecto de la medida utilizada para la deuda en moneda local.

¹⁴ El flujo de capitales, está medido por la Cuenta financiera neta (línea 78.b de IFS), esta incluye: Inversión extranjera directa, inversión de cartera, otras inversiones y derivados financieros.

sea porque los inversores extranjeros (o inversores nacionales que repatrian activos) son reacios a prestar en pesos o porque a los deudores les son más atractivas las características del crédito. Entonces el *original sin* interno (el impedimento de endeudarse a largo plazo domésticamente) se atenúa, pero a costa de una mayor dolarización, es decir, en cierta medida se importa el *original sin* externo (la imposibilidad de endeudarse afuera en moneda doméstica).

4) METODOLOGÍA EMPLEADA

La Tabla B.6 del Apéndice B, muestra la autocorrelación entre el ratio en deuda en moneda extranjera a deuda total. Los valores observados brindan la justificación para el método de estimación que se usará, en el Anexo A se muestra detalladamente la metodología de cálculo a emplear. De hecho, el problema que plantea analizar los determinantes de la deuda en moneda extranjera de las empresas es que esta variable tiene un fuerte componente autocorrelacionado. De modo que la ecuación utilizada en las estimaciones, implica que debe ser contemplados los rezagos de la variable dependiente como regresores adicionales en la regresión. A su vez, como expresan Gallego y Loayza (2000), las relaciones estudiadas y estimadas en este trabajo están caracterizadas por la endogeneidad conjunta de la variables involucradas. Esto es, algunas variables explicativas del modelo están simultáneamente determinadas con la variable dependiente o tienen una relación doble de causalidad con esta. Así, por ejemplo, en las regresiones de deuda en moneda extranjera, la variable dependiente y la deuda de largo plazo son simultáneamente determinadas; o en la regresión de la deuda de largo plazo, ésta tiene un efecto de *feedback* sobre la “q” de Tobin.

La autocorrelación serial de la variable dependiente y la endogeneidad conjunta de las variables explicativas hace que se necesite un procedimiento de variables instrumentales para obtener estimadores consistentes de los coeficientes de interés. Tomando ventaja de la estructura de panel de los datos, se aplica un estimador GMM basado sobre el uso de las observaciones rezagadas de la variable dependiente y explicativas como instrumentos. Estos son instrumentos apropiados bajo las siguientes condiciones. Primero, el término de error debe ser serialmente no correlacionado, o al menos sigue un promedio de medias móviles de orden finito. Segundo las innovaciones futuras de la variable dependiente no deben afectar los valores corrientes de las variable explicativas, aunque ellas pueden ser afectadas por las realizaciones corrientes y pasadas de la variable dependiente (en este sentido es en el que las variables son conjuntamente endógenas).

La validez conjunta de estos supuestos puede ser examinada estadísticamente. Mediante la utilización de dos tests de especificación. El primero es el test de Sargan de sobreidentificación de las restricciones, el cual examina la validez total de los momentos comparándolos con sus análogos muestrales. El segundo, es un test de autocorrelación serial sobre los residuos. Falta de correlación serial indica que todos los valores rezagados de la variable dependiente y de las explicativas pueden ser usados como instrumentos. Correlación serial de un orden dado significa que los residuos siguen un proceso de medias móviles del mismo orden, el cual indica que sólo observaciones rezagadas más que ese orden son instrumentos apropiados.

Otro aspecto que se debe observar en el proceso de estimación es la potencial presencia de factores específicos no observables por firma. Ignorar este hecho puede producir estimadores inconsistentes dado que los factores no observados pueden estar correlacionados con la variable dependiente. Una indicación que factores no observables por firma están presentes en una regresión es una persistente correlación serial de los residuos. Un método para controlar por factores inobservables es el de Arellano y Bond (1991) el cual usa los valores rezagados de la variable dependiente y de las variables explicativas en la regresión en primeras diferencias. Otro método es el de Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998), el cual consiste en combinar en un sistema la regresión expresada en niveles con la regresión expresada en primeras diferencias, cada una de ellas apropiadamente instrumentadas. Los instrumentos para

la regresión en diferencias son los niveles rezagados de la variable dependiente y de las explicativas. Para la regresión en niveles, los instrumentos son las diferencias rezagadas de las variables mencionadas precedentemente. Este procedimiento es llamado estimadores GMM system (Blundell y Bond (1998)), el cual es asintóticamente más eficiente que el estimador GMM de Arellano y Bond (1991) cuando existe fuerte persistencia en el tiempo de la variable dependiente o a medida que la varianza de los efectos fijos se incrementa respecto a la de los shocks temporales. Por este motivo, se usará GMM system para el cálculo de las regresiones.

Los tests de especificación para el estimador GMM system son idénticos a los introducidos arriba. El primero el test de Sargan de sobre identificación de las restricciones, y el segundo un test de falta de correlación de segundo orden. En este caso los residuos examinados son los de la regresión en diferencias, por construcción se espera que tengan correlación serial de primer orden, pero correlación serial de segundo orden o superior es un signo de mala especificación del modelo. Adicionalmente, se introduce el test en diferencia de Sargan para testear la validez de las restricciones en momentos extras introducidas por el estimador GMM system en relación al estimador GMM en niveles.

5) RESULTADOS EMPIRICOS

En esta sección se presentan los resultados respecto de la hipótesis planteada y sobre el resto de las relaciones esbozadas en la sección 3. Se comenzará mostrando el efecto del régimen cambiario sobre la proporción de deuda en moneda extranjera mantenida por las empresas, controlando por variables macroeconómicas y microeconómicas. Luego, se procederá a mostrar el efecto sobre la variable dependiente del resto de las variables consideradas como determinantes del grado de dolarización de los pasivos corporativos, a saber: 1) la volatilidad del tipo de cambio nominal y la evolución del RER; 2) la volatilidad de la economía y las crisis; 3) el efecto del sistema financiero; 4) la influencia de la deuda externa y la deuda pública; y 5) rescate del gobierno y los aspectos regulatorios del sistema financiero. Por último, se analizará la relación entre la deuda a largo plazo de las empresas y ciertas variables relacionadas con la dolarización de los pasivos, que darán indicios sobre una relación existente entre el *original sin* interno y la dolarización de los pasivos empresariales.

En el Apéndice C se muestran las tablas correspondientes a las estimaciones realizadas. Por las razones expuestas en la sección 5, estas regresiones se realizaron bajo el método GMM – system¹⁵. Estimaciones realizadas con GMM en niveles¹⁶ y por efectos fijos dan resultados similares, los cuales no se muestran por simplicidad en la exposición. En todos los casos se utilizaron errores estándar robustos para el cálculo de las varianzas de los coeficientes¹⁷. De este modo la ecuación de la forma reducida de la deuda en moneda extranjera a estimar para la comprobación de las hipótesis central es:

$$d_{it} = \delta d_{i,t-i} + \alpha_1 F_{p,t} + \alpha_2 I_{p,t} + x'_{it} \beta + u_{it}$$

¹⁵ Para el panel en cuestión se presenta un problema adicional, discutido por Soto (2002) y Judson y Owen (1996): cuando el número de firmas es pequeño relativo al número de períodos, es imposible seleccionar el conjunto completo de regresores rezagados como instrumentos. Esto crea un trade-off entre el número de rezagos a utilizar y la elección de las variables cuyos rezagos pueden ser usados como instrumentos debido al posible sesgo de sobreidentificación en muestras pequeñas. De esta manera, con fines de exposición y de simplificación de los cálculos sólo se utilizó como instrumentos los primeros tres rezagos de la variable dependiente, es decir para $t \geq 4$, tanto en niveles como en diferencias. En cuanto a la deuda de largo plazo por ser una variable que se determina contemporáneamente con la deuda en dólares se utilizó el primer rezago, es decir $t \geq 3$, mientras que para el capital, medido por el activo fijo, también se empleó el rezago inmediato anterior.

¹⁶ Para el cálculo de las regresiones se utilizó el programa DPD.OX versión 1.2 de 2003.

¹⁷ Ver Anexo A para mayor detalle.

Donde d es la proporción de deuda en moneda extranjera mantenida por las empresas, F e I son dummies temporales indicando si el país está adoptando en ese trimestre un régimen fijo o intermedio, respectivamente, x pertenece al vector del resto de las variables explicativas de interés y controles¹⁸; y u es el término de error.

Para todos los casos, el test de Sargan acepta la hipótesis nula de la validez de los momentos utilizados como restricciones para los estimadores GMM – system, en tanto que el test de autocorrelación serial de segundo orden de los errores es siempre rechazado. Por otra parte, el test de diferencia de Sargan entre los coeficientes obtenidos por el método de GMM-system y GMM en niveles no rechaza la validez de las restricciones en momentos adicionales de los instrumentos en diferencias.

Como paso previo a la presentación de los resultados de la hipótesis central, se procedió a calcular un modelo VAR(2) entre el ratio deuda en dólares a pasivo total y el régimen cambiario de Levy – Yeyati y Sturzenegger, con el fin de realizar un test de causalidad en el sentido de Granger. Este procedimiento se realizó para testear la visión de la literatura que enfatiza que la política cambiaria de facto está ampliamente determinada por la importancia relativa de la dolarización de las deudas, como en Levy – Yeyati et al (2003) y Hausman et al (2003a y 2003b). El modelo estimado es de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} D_t &= \alpha_1 D_{t-1} + \alpha_2 D_{t-2} + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} \\ R_t &= \alpha_3 D_{t-1} + \alpha_4 D_{t-2} + \beta_3 R_{t-1} + \beta_4 R_{t-2} \end{aligned}$$

Donde D y R representan el promedio anual de la proporción de los pasivos dolarizados corporativos y el régimen cambiario respectivamente. Para los dos países posibles de ser evaluados¹⁹, Argentina y México, se observa que no se puede rechazar la hipótesis de que el régimen cambiario no causa en el sentido de Granger a los pasivos dolarizados; mientras que en el sentido inverso, sí es posible rechazar la hipótesis (ver Tabla C.1).

5.1) REGIMEN CAMBIARIO

La Tabla 5.1 muestra el primer resultado respecto de la hipótesis principal del trabajo. Para ambas clasificaciones de regímenes cambiarios, se observa que si un país mantiene un tipo de cambio fijo, las empresas incrementan la proporción de su deuda en moneda extranjera, tanto en el régimen cambiario de Jure como en el de Facto. Respecto de los regímenes intermedios, sus coeficientes, aunque positivos, resultan ser estadísticamente no significativos al 10% de confianza. De este modo, la hipótesis principal del trabajo es comprobada, manteniéndose este resultado a lo largo de las sucesivas regresiones realizadas.

¹⁸ Tanto la variable dependiente como las variables explicativas, cuando corresponde, están expresadas en decimales.

¹⁹ La idea es testear la relación entre el régimen de tipo de cambio fijo de Facto y las deudas dolarizadas de las empresas. En este sentido, sólo Argentina y México poseen un número suficiente de años con dicho régimen, ver tabla A.6.

Tabla 5.1: Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiaros

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

Variable		1992 - 2000 Clasificación de Jure	1992 - 2000 Clasificación de Facto
		(1) GMM system	(2) GMM system
Constante		-0.670940***	-0.630293***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.298449***	0.319097***
	(t-2)	0.313905***	0.326168***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.304578***	0.321309***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.146921***	0.0377417
ln (Activo Fijo)	t	0.0426256***	0.0429268***
Diferencial de tasas	t	-0.0133181**	-0.0143587**
Transable	t	0.167642***	0.203594***
Tc Fijo	t	0.148231***	0.0589963**
Tc Intermedio	t	0.0155206	0.0159902
Sargan test (valor p)		0.882	0.902
Diferencia de Sargan (VC) (2)		60.5; df = 100; CV = 82.36	58.9; df = 100; CV = 82.37
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000	0.000
Nro de Observaciones		5399	5399
Nro de Empresas		237	237

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

(2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Según la magnitud de los coeficientes estimados, ceteris paribus el resto de los controles, las empresas que están bajo régimen de tipo de cambio fijo incrementan en promedio su coeficiente de deuda en dólares en 11 puntos porcentuales (pp) respecto a las empresas bajo regímenes flotantes, es decir, tienen una proporción de deuda dolarizada del orden de un 35% mayor que las firmas bajo regímenes flotantes²⁰.

A su vez, el valor de los coeficientes muestra que el régimen cambiario fijo de Jure incrementa significativamente la proporción de deuda mantenida por las empresas en más de 8 puntos porcentuales (pp) respecto de la clasificación de Facto. Intuitivamente, la explicación para este fenómeno surge como consecuencia de la muestra utilizada, en donde Argentina es el país con mayor cantidad de períodos con régimen fijo, tanto de Jure como de Facto, dicho régimen implicó un obligación total de la autoridad monetaria de mantener la paridad cambiaria prefijada (Régimen de Jure). A diferencia de los otros dos países con régimen fijo en la muestra, Brasil y México, donde se evidenció un grado menor de compromiso en la defensa del tipo de cambio. Estos resultados son similares a los encontrados por Arteta (2002) cuando observa el comportamiento del crédito bancario agregado y el régimen cambiario.

En la tabla C.2, se muestra que la duración de un régimen cambiario fijo afecta positivamente a la dolarización de los pasivos corporativos (columna (1)), siendo estadísticamente significativo. Pese a que no es posible testear si existe un problema de irracionalidad, como miopía o hitéresis, o riesgo moral por parte de las firmas, se puede observar que el tiempo de vida de un régimen fijo alienta a la dolarización de los pasivos empresarios. Tal fue el caso argentino en donde se observa el continuo crecimiento de la proporción de pasivos dolarizados (Figura A.1). Este efecto también es positivo y significativo para los regímenes intermedios. Como un primer indicio de existencia de problemas de riesgo moral se realizó la misma regresión, pero controlando por la proporción de deuda pública externa en la deuda pública total (columna (2)). Los coeficientes, tanto de la duración del régimen como de la proporción de deuda pública externa, son positivos y significativos, mostrando que tal comportamiento existe. A su vez, es de notar, que la magnitud del coeficiente

²⁰Valores calculados utilizando los coeficientes estimados sobre los valores promedios de las variables.

de la duración del régimen fijo se incrementa considerablemente cuando se controla por la deuda pública externa. Así, la dolarización de la deuda pública alienta al sector privado a endeudarse en moneda extranjera (Calvo (2002)). En este caso, los agentes incrementan su exposición cambiaria debido a que esperan a que el régimen fijo perdure en el tiempo dada la alta exposición en moneda extranjera que tiene el sector público de sus pasivos, que con el fin de evitar un *default*, el gobierno estará incentivado a defender la paridad cambiaria fijada.

Respecto a la volatilidad de la política cambiaria (Tabla C.2 columna (3)), medida por el coeficiente de variación de los últimos 10 años²¹ de la clasificación de Facto, se observa que a mayores cambios en la política cambiaria, menor es el incentivo de las firmas a tomar deuda en moneda extranjera, debido a la mayor incertidumbre sobre el tipo de cambio²². La magnitud (en valores absolutos) de este último signo indica la importancia relativa que tiene este hecho frente al régimen cambiario imperante. De la lectura de las regresiones anteriores, se puede concluir que el régimen de tipo de cambio fijo es un factor determinante en la dolarización de los pasivos corporativos, este efecto no desaparece cuando se controlan por las distintas variables que se analizan a continuación.

5.2) CONTROLES

Previo al análisis de los controles y del resto de las variables analizadas. A continuación se presenta un cuadro resumen mostrando el signo y la significatividad de los principales argumentos analizados, notando que sólo los controles y los regímenes cambiarios fijo e intermedio fueron incluidos en todas las regresiones (ver Apéndice C para las regresiones completas)

Tabla 5.2: Resultados Empíricos de la dolarización de los pasivos corporativos
Argumentos analizados - signo observado

Marco	Fundamento - Variable	Signo
<i>Controles</i>	Proporción de deuda de Largo plazo	+***
	Activo Fijo	+*
	Tamaño de la empresa	+***
	Actividad transable	+***
	Diferencial de tasas	-**
<i>Tipo de cambio</i>	Volatilidad del tipo de cambio	-**
	Tasa de devaluación	-*
	Apreciación esperada del RER	+***
<i>Macroeconómicas</i>	Volatilidad e inestabilidad macroeconómica	-**
	Momentos previos a una crisis	-*
<i>Variables Financieras</i>	Entrada de Capitales	+***
	Desarrollo del sistema financiero	-***
	Acceso a los mercados financieros	+**
	Inestabilidad Financiera y Bursatil	-*
<i>Deuda externa</i>	Deuda Externa Total	+***
	Deuda Pública dolarizada	+***
<i>Regulación y Rescate</i>	Regulación Bancaria laxa - créditos U\$S	+**
	Regulación Bancaria laxa - depósitos U\$S	+**
	Seguro para depósitos en U\$S	+***
	Rescate	+**

Nota: *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

²¹ Ver Anexo de la definición de las variables para un mayor detalle.

²² En este sentido, al usar el coeficiente de variación del índice de tres categorías de Levy – Yeyati y Sturzenegger (2002) se logra penalizar a aquellos países que, por un lado cambian abruptamente de régimen, y por otro lado fluctúan entre sistemas más o menos flotantes (categorías 1 y 2, versus categoría 3 de régimen fijo).

Los primeros dos rezagos de la variable dependiente, en todos los casos, muestran la existencia de una relación positiva entre el ratio de la deuda dolarizada y sus valores pasados. Dentro de los determinantes microeconómicos, se tiene que la proporción de deuda a largo plazo tiene un signo positivo y es estadísticamente significativo al 1%. Conforme a lo hallado por Bebczuk y Fanelli (2002), el signo estaría evidenciando dos hechos estrechamente relacionados: dadas las dificultades de las empresas a endeudarse a largo plazo internamente (*original sin* interno) éstas prefieren calzar la maduración de sus activos y pasivos, incrementando de este modo su exposición cambiaria. La magnitud de dicho coeficiente muestra la importancia relativa de estas variables frente al resto de los regresores utilizados.

El ratio activo fijo a activo total muestra un signo positivo y significativo sólo para la estimación con regímenes de Jure, indicando que el efecto de utilizar a los activos como garantía es superior que el efecto de irreversibilidad de la inversión para su liquidación frente a una devaluación (encontrado en Bebczuk y Fanelli (2002)). Sin embargo, este es el menos robusto de los indicadores utilizados, observándose que alterna de signo y significatividad en las sucesivas regresiones (aunque que cuando es negativo no es significativo).

Las otras dos variables microeconómicas, tamaño de la firma y pertenecer al sector transable, son consistentes con los signos esperados. El primero, utilizado como indicador de riesgo, muestra que cuanto mayor es la empresa, y menor riesgo de quiebra tiene, mayor es la proporción dolarizada de sus pasivos, resultados similares son hallados en Bebczuk y Fanelli (2002), Bleahey y Cowan (2002) y Benavente et al (2003). El segundo indicador, también es positivo y significativo, mostrando que aquellas empresas que pueden calzar ingresos con egresos, por pertenecer al sector transable, incrementan la dolarización de sus deudas por tener una menor exposición al riesgo cambiario, Bleahey y Cowan (2002) encuentran la misma relación, explicando que bajo el supuesto de aversión al riesgo de los deudores, es de esperarse que aquellas actividades económicas que puedan compatibilizar ingresos con pasivos sean receptoras de créditos más baratos en dólares.

Dada la estrecha relación entre la variable dependiente y la deuda a largo plazo, se analizaron otros posibles regresores adicionales que afectan a la inversión y a la toma de decisión sobre los pasivos, como la “q” de Tobin y el ratio beneficios a activo, los cuales resultaron ser estadísticamente no significativos y que por las razones mencionadas respecto al uso de los instrumentos y la cantidad de parámetros a estimar no fueron incluidos en las estimaciones²³.

El efecto de la variable macroeconómica utilizada como control, el diferencial de tasas de interés entre la tasa en pesos y dólares, es negativo y significativo en todos los casos en concordancia a lo hallado por Arteta (2002), primando la decisión de los deudores de no tomar deuda en dólares cuando el riesgo cambiario se incrementa. De esta manera, las firmas observan que cuanto mayor es la tasa de interés en pesos respecto a la del dólar, mayor es el riesgo por devaluación y menor es el incentivo a endeudarse en moneda extranjera, pese a que en el momento de endeudarse esta última tasa sea más favorable. Para los acreedores el sentido es inverso, bajo el supuesto de aversión al riesgo, a mayor riesgo cambiario mayor es el deseo de prestar en moneda extranjera.

Algunos trabajos, como el de Arteta (2002), incluyen la tasa de inflación como determinante de la dolarización de las deudas²⁴, en correspondencia con lo hallado por este autor

²³ Ver Anexo A para una mayor discusión de la cantidad de instrumentos utilizados y el problema entre estos y la cantidad de parámetros a estimar.

²⁴ En el caso de Arteta (2002), se analiza el efecto de la dolarización de los créditos y depósitos del sistema financiero.

la inflación resultó ser negativa y no significativa²⁵, por lo que se decidió no incorporarla en las estimaciones por las razones mencionadas en la última parte del párrafo anterior.

5.3) TIPO DE CAMBIO

Mayores fluctuaciones en el tipo de cambio nominal, generan un mayor riesgo cambiario. En este sentido, los deudores estarán reacios a suscribir contratos en moneda extranjera, dado que si la firma no puede calzar sus ingresos con el flujo de pagos de los pasivos dolarizados el deudor quedará expuesto a un mayor riesgo cambiario, mientras que para los acreedores el sentido es el inverso: con el fin de evitar pérdidas de capital, estos preferirán prestar en moneda extranjera. Con el fin de medir este fenómeno se tomó el coeficiente de variación (de 12 meses) rezagado un período, en la tabla C.4 se observa que el coeficiente es negativo y significativo. Respecto de la tasa de devaluación nominal (columna (2) de la tabla C.4), el coeficiente es negativo, mostrando que nuevamente prima el deseo de las firmas de no endeudarse en dólares frente al deseo de los acreedores.

Si las empresas esperan una depreciación real estarán incentivadas a no tener una gran exposición en moneda extranjera de sus pasivos. Para medir este fenómeno se tomó a la diferencia (rezagada un período) entre el valor contemporáneo del RER y su promedio histórico (desde 1973 a 1990). En la columna (3) de la tabla C.4 se muestra que el coeficiente es positivo, mostrando que si el RER está depreciado respecto al promedio, las empresas esperan que en el futuro exista una apreciación real, por lo que estarán dispuestas a tomar deudas en dólares. A su vez, se muestra este efecto para las firmas pertenecientes al sector no transable, dicho coeficiente (columna (4) de la tabla C.4) es significativamente superior al hallado en el caso anterior, observando que este tipo de empresas tienen mayores incentivos a tomar deuda en moneda extranjera cuando se espera una apreciación real, debido a que su exposición cambiaria por no poder calzar su ingresos con sus pasivos se ve reducida.

5.4) VOLATILIDAD MACROECONOMICA

Mayor volatilidad o inestabilidad incrementa el riesgo global de una economía. Así, el aumento tanto del riesgo cambiario como del riesgo por *default* (del gobierno y de otros agentes económicos) desincentivan a las firmas a endeudarse, en especial en moneda extranjera. Por el lado de los acreedores, cuanto mayor sea la inestabilidad macroeconómica menores incentivos tendrán a prestar, por un mayor riesgo de quiebra, pero si lo hacen tendrán incentivos de hacerlo en moneda extranjera con el fin de cubrir el riesgo cambiario. los coeficientes de los tres indicadores utilizados para medir el grado de inestabilidad económica son negativos y estadísticamente significativos, indicando que prima el deseo de los deudores.

Para los primeros dos indicadores (tabla C.5) se utilizó el EMBI, medido tanto por su desvío como por su nivel promedio, lo que se busca al observar el efecto del riesgo país es determinar el riesgo que tiene la economía sobre aspectos financieros, en particular *default* gubernamental e indirectamente el riesgo de devaluación²⁶. Se tiene, para ambas medias, que su incremento desincentiva la toma de créditos en moneda extranjera por parte de las firmas. De esta manera, conforme a lo hallado por Bebczuk y Fanelli (2002), elevados valores del EMBI, implican mayores riesgos de devaluación y *default*, con lo cual las firmas son reacias a tomar deuda en moneda extranjera. El desvío del riesgo país muestra la variabilidad del riesgo “financiero”, la cual imposibilita a las empresas a prever o manejar dicho riesgo, con lo cual éstas se ven incentivadas a reducir su exposición cambiaria. El tercer indicador de riesgo, medido por el desvío del EMI (tabla C.6), también es negativo y estadísticamente significativo.

²⁵ Es muy probable que el efecto de la tasa de inflación también esté captado en el diferencial de tasas, por lo que este es un motivo adicional para no incluir esta variable en las regresiones.

²⁶ Para una mayor discusión entre la relación entre riesgo país y riesgo de devaluación ver Hildegart A. Ahumada y Maria Lorena Garegnani (2000).

Este último, al ser usado como un estimador *forward looking* del nivel de actividad, evidencia que cuanto mayor es su variabilidad menor es la probabilidad de predecir la evolución de la actividad económica, intuitivamente, este hecho genera que las empresas sean reacias a invertir y los acreedores a prestar, y dada las preferencias entre calzar plazos de activos con pasivos y tener una mayor exposición cambiaria por parte de las firmas, es de esperarse que las empresas disminuyan la proporción de sus pasivos en moneda extranjera, y los acreedores a conceder menos créditos.

El efecto de las crisis financieras y cambiarias es negativo, aunque sólo es significativo bajo el análisis con regímenes de facto (tabla C.7). Con el fin de evitar los efectos de balance²⁷ y de observar el efecto en los períodos previos a las crisis, se utilizó una variable dummy que toma el valor de 1 (rezagada cuatro períodos desde el inicio de la crisis). De este modo, se puede observar que en las postrimeras de una crisis financiera y durante su transcurso, el deseo de las firmas de disminuir su exposición cambiaria es mayor al deseo de los acreedores, que sólo querrán prestar en moneda extranjera. Bebczuk y Fanelli (2002), encuentran que en tiempos de crisis la proporción de pasivos dolarizados se incrementa significativamente, a pesar de que este aspecto no fue testeado, dicho resultado es consistente con las explicaciones dadas sobre el efecto de balance en una crisis financiera (léase devaluación).

5.5) SISTEMA FINANCIERO

El efecto de los agregados financieros es mostrado en la tabla C.8. Para medir la influencia de las variables financieras sobre la dolarización de los pasivos empresariales, se tomaron dos medidas que puedan reflejar tanto el incremento en la oferta de crédito como el grado de desarrollo financiero de las economías. En este sentido, el movimiento de capitales sólo refleja el incremento en el crédito proveniente del exterior (el cual no implica que el acreedor sea necesariamente extranjero), mientras que el crédito doméstico refleja la oferta global de crédito y a su vez se usa como *proxy* del desarrollo del sistema financiero. De esta forma se puede observar que el incremento en el flujo de capitales alienta la dolarización de los pasivos corporativos, probablemente porque la oferta de crédito es en dólares y los acreedores son reacios en prestar en moneda doméstica. Por otro lado, el incremento en el crédito doméstico tiene el signo opuesto, mostrando que un aumento en la oferta global de crédito disminuye la proporción de deuda en moneda extranjera mantenida por las empresas (este efecto es opuesto a lo hallado por Bebczuk y Fanelli (2002) para el caso argentino)²⁸, lo cual presumiblemente está evidenciando que un mayor grado desarrollo financiero permite tanto a deudores como acreedores una gama mayor de instrumentos para eliminar el riesgo cambiario, que no necesariamente sea vía dolarización de los contratos. En este sentido, el caso brasileño es un ejemplo de esta situación donde existe un mercado de futuros altamente desarrollado.

Mayor acceso a los distintos mercados financieros, tanto doméstico como internacional, mejora las condiciones del precio y el plazo de los créditos. Si la emisión de deuda en dólares en el mercado internacional implica una tasa de interés menor y una mayor duración, las firmas estarán incentivadas a tomar deuda en moneda extranjera. A su vez, la emisión de deuda reduce los problemas de información entre las empresas y los acreedores, lo cual reduce las tasas y

²⁷ En efecto, esta es la esencia del efecto de balance, una fuerte devaluación incrementa significativamente el pasivo de las firmas debido a que sus deudas en dólares aumentan considerablemente, provocándoles dificultades financieras e intensificando el riesgo de quiebra. De este modo, es de esperarse que la proporción de deuda en moneda extranjera aumente con una crisis, dado que esta se multiplica por un tipo de cambio mayor. Entonces, no se puede observar la decisión de las firmas de endeudarse en dólares. Utilizar la tasa de crecimiento de los pasivos en moneda extranjera aislaría el efecto de balance y mostraría la decisión de las empresas en cuanto a la composición de monedas de sus deudas. Sin embargo, a pesar de haber encontrado una relación negativa entre la tasa de variación de los pasivos dolarizados y las crisis financieras, no se encontraron controles satisfactorios que puedan ser utilizados para un análisis robusto.

²⁸ Estos autores analizan el nivel del crédito doméstico / PBI, en lugar de su tasa de crecimiento.

aumenta la madurez de los créditos. Para testear estos efectos se utilizaron dos variables binarias las cuales indican si la empresa emitió ADR y si emitió obligaciones negociables respectivamente. En la tabla C.9 se muestran los resultados para dichas variables, los coeficientes obtenidos para la emisión de ADR, al igual que Bebzuck y Fanelli (2002), implican que aquellas empresas que tienen acceso a los mercados internacionales de capitales tienden a incrementar su proporción de deuda en dólares. Igual resultado es observado para aquellas empresas que emitieron obligaciones negociables (columnas (3) y (4)), sin embargo dicho coeficiente sólo es estadísticamente significativo bajo regímenes de Facto.

Mishkin (2000) señala que utilizar al patrimonio como colateral reduce los problemas de información asimétrica que existen en las economías emergentes, posibilitando que las empresas accedan a créditos con términos más favorables. Sin embargo, la alta volatilidad en los mercados accionarios en estas economías, reduce la posibilidad de utilizar al Patrimonio como garantía. Asimismo, una repentina devaluación, reduce el valor del patrimonio de las firmas, vía efectos de balance. De este modo, las empresas ven reducidas sus posibilidades de obtener créditos en términos más favorables, tanto porque se incrementan los problemas de información asimétrica entre deudores y acreedores, como también porque aumenta el riesgo cambiario. Para testear estos dos efectos, se utilizó una variable multiplicativa consistente en el producto del desvío anual de los índices de los mercados accionarios por la tasa de depreciación anual. La tabla C.10²⁹ muestra que el coeficiente de esta variable es negativo y significativo, aunque su magnitud es muy pequeña.

5.6) DEUDA EXTERNA y DEUDA PUBLICA EXTERNA

Como se observó anteriormente en la duración del régimen cambiario, el efecto de la deuda externa no es trivial. Mayores volúmenes de deuda externa, en especial pública, incentivan a los gobiernos a mantener un tipo de cambio estable con el fin de no incrementar las obligaciones de la economía frente al mundo o evitar una crisis (Calvo (2002)). Este hecho genera problemas de riesgo moral, dado que las firmas y los acreedores esperan que el gobierno defienda la paridad cambiaria incentivándolas a incrementar su exposición cambiaria. Los tres indicadores de deuda externa escogidos (tabla C.11) muestran que existe una estrecha relación positiva entre ésta y la dolarización de los pasivos empresariales. La magnitud de los coeficientes muestra que el impacto de la deuda externa pública, tanto en porcentaje del PBI como en porcentaje de la deuda pública total, es mayor que el de la deuda externa total (como porcentaje del PBI). Como ejemplo, cabe recordar el grado de dolarización del sistema financiero y la participación de los títulos públicos en dólares en la cartera de los bancos argentinos.

5.7) RESCATE y REGULACIÓN BANCARIA

El rescate del gobierno a las firmas con problemas financieros o en quiebra durante una crisis financiera o cambiaria (o si tal política es percibida como posible) puede crear problemas de riesgo moral incentivando a las firmas y a los acreedores a suscribir contratos en moneda extranjera si éstos esperan que dicha política se aplique en el futuro. De este modo, las dimensiones del riesgo cambiario y del riesgo de quiebra son significativamente reducidas. Para este fin, se construyó una variable binaria temporal que toma el valor de 1 a partir del momento en que existió un episodio de rescate desde 1980. En la tabla C.12 se muestran los resultados, se puede observar que la existencia de un episodio de rescate incentiva a las empresas a incrementar su proporción de deuda en moneda extranjera.

La falta de un adecuado marco regulatorio y escasa supervisión generan problemas de información asimétrica, incentivando tanto a deudores como acreedores a exponerse a mayores

²⁹ A los fines de exposición sólo se muestran las regresiones controlando por la clasificación de Facto de los regímenes cambiarios, dando resultados similares cuando se usa la clasificación de Jure.

riesgos, vía riesgo moral o selección adversa (Mishkin 2000). En este sentido, Levi Yeyaty et al (2003) y del Mar Cacha y Morales (2003) señalan que la inexistencia de un esquema regulatorio bancario respecto a las operaciones en moneda extranjera incentivan a la dolarización financiera. Los problemas devienen básicamente de tres fuentes, regulación sobre los depósitos, sobre los créditos y sobre la cobertura del pasivo bancario dolarizado con activos en moneda extranjera. Respecto a la prohibición de prestar en moneda extranjera, en la tabla C.13³⁰ se puede observar que cuando no existen restricciones al otorgamiento de créditos en dólares (o éstas son muy laxas) los bancos se ven incentivados a prestar en moneda extranjera con el fin de estar cubiertos del riesgo cambiario; de esta forma, a las empresas les es más fácil endeudarse en dólares. Obsérvese que cuando el marco regulatorio es controlado sólo para las firmas pertenecientes al sector no transables, dicho coeficiente aumenta significativamente, indicando que los problemas de riesgo moral y selección adversa asociados a los bancos y a las firmas se incrementan significativamente, es decir, por un lado los bancos incrementan su riesgo al prestar a deudores que no pueden asegurarse contra el riesgo cambiario, y las empresas no transables (más riesgosas que las transables) al tomar estos créditos.

En cuanto a la prohibición de depositar en moneda extranjera, dado que la variable binaria utilizada es idéntica a la variable de regulación de préstamos en dólares, los resultados son exactamente iguales a los mostrados en la columna (1) de la tabla C.13. En la columna (3) se observa un efecto interesante, cuando no existe la obligación de calzar los pasivos con los activos por parte de los bancos, la proporción de deuda dolarizada de las empresas es menor que en aquellas economías en donde los bancos si están obligados a no incurrir en descalces de monedas. Viéndolo al revés, el *hedging* al que se ven sometidos los bancos los obliga a prestar en moneda extranjera con el fin de calzar sus obligaciones en dólares, generalmente sin discriminar en la calidad del deudor (léase transable versus no transable), de esta manera transfieren el riesgo cambiario a sus deudores. Este fue el caso argentino en donde los bancos estaban cubiertos contra el riesgo cambiario, pero sus deudores pertenecían tanto al sector transable como no transable³¹. La existencia de un seguro para depósitos en moneda extranjera, como explica Mishkin (2000 y 2001) genera problemas de información asimétrica, incentivando tanto a deudores como acreedores a suscribir contratos en moneda extranjera, la columna (4) muestra que dicho coeficiente es positivo evidenciando que las empresas tienden a tener una mayor proporción de su deuda dolarizada, resultados similares son encontrados en Arteta (2002).

5.8) ORIGINAL SIN INTERNO y DOLARIZACIÓN DE LA DEUDA CORPORATIVA

Por último, se muestran ciertos indicios sobre la relación entre el *original sin* interno enfrentado por las firmas y la dolarización de sus pasivos. Lamentablemente, no se puede distinguir dentro del pasivo de largo plazo entre la deuda contraída en el exterior y la contraída internamente para aislar el *original sin* externo³², de modo que se expondrán los efectos de variables que influyen sobre la dolarización de los pasivos de larga maduración probablemente contraídos internamente. De esta forma, se intenta analizar factores que influyen sobre la deuda de largo plazo interna, pero que afectan la moneda en que ésta es contraída. La ecuación de la forma reducida de la deuda de largo plazo a estimar es:

$$dlp_{it} = \delta dlp_{i,t-1} + x'_{it} \beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

Donde dlp es la proporción de deuda a largo plazo mantenida por las empresas, x pertenece al vector de las variables explicativas de interés y controles; y u es el término de error.

³⁰ A los fines de exposición sólo se muestran las regresiones controlando por la clasificación de Facto de los regímenes cambiarios, dando resultados similares cuando se usa la clasificación de Jure.

³¹ Recordar que, por ejemplo, todos los créditos hipotecarios personales eran denominados en dólares.

³² Con este motivo, se utilizó como proxy de dolarización en el exterior a la emisión de ADR

Lo primero que se observa en la tabla C.14, es que la proporción del pasivo dolarizado influye en forma positiva sobre el pasivo de largo plazo. Así, cierta proporción de las deudas de largo plazo es contratada en moneda extranjera. Los resultados obtenidos para las tres variables analizadas van en la misma dirección que los efectos hallados sobre la deuda en moneda extranjera, por lo que se puede inferir que la deuda de largo plazo es determinada en cierta medida por la capacidad de obtención de las firmas de préstamos en moneda extranjera.

La primer variable analizada es la regulación bancaria en materia de créditos en moneda extranjera, se puede observar que regulaciones más laxas en cuanto al otorgamiento de créditos en moneda extranjera tienen un efecto positivo sobre la proporción de deuda a largo plazo que mantienen las empresas, con lo cual se estaría observando que las empresas pueden incrementar sus pasivos de largo plazo si éstas se endeudan en dólares en el sistema financiero doméstico.

Segundo, la volatilidad de la política cambiaria, como se vio en la tabla C.3, afecta a la composición de monedas de los pasivos corporativos, disminuyendo la proporción de deuda dolarizada, pero no necesariamente a su madurez. Sin embargo, se puede observar en la columna (2) de la tabla C.14 que mayor volatilidad en la política cambiaria, no sólo disminuye la participación de los pasivos en moneda extranjera, sino que también reduce la proporción de pasivos a largo plazo.

La tercer variable observada es la variación en el flujo de capitales, en la tabla C.4, se puede observar que una entrada de capitales aumenta la deuda en dólares mantenida por las empresas, dado que los inversores externos son reacios a prestar en moneda doméstica, en la columna (3) de la tabla C.14 se observa que el incremento en el flujo de capitales posibilita a las empresas aumentar su proporción de deuda de largo plazo, este último efecto sería un leve indicio de sustitución de *original sin* externo por *original sin* interno importándolo vía entrada de capitales. Estos resultados permiten determinar la existencia de una relación entre deuda de largo plazo, dolarización y *original sin* (interno y externo), en efecto, mayores plazos en los créditos pueden ser alcanzados por las empresas endeudándose en cierta proporción en moneda extranjera, de este modo se puede reducir el *original sin* interno, pero a costa de “importar” *original sin* externo.

6) CONCLUSIONES

El presente trabajo intenta analizar uno de los hechos estilizados de las economías latinoamericanas en los años 90, a saber el grado de dolarización de los pasivos de las empresas, el cual es utilizado como uno de los argumentos que explican las crisis financieras de los últimos años. A diferencia de otros estudios sobre la estructura del pasivo de las empresas en la región, este se enfoca sobre un aspecto particular y trata de ver en forma exhaustiva los determinantes de los pasivos dolarizados de las firmas en cuatro países Latinoamericanos, en particular si regímenes cambiarios fijos incentivan la dolarización de los pasivos corporativos.

Para este objetivo, y dada la estructura de la base de datos, el comportamiento dinámico de la variable dependiente y su relación con otras variables explicativas, se utilizaron técnicas de estimación para paneles dinámicos. Al efecto, se empleó el método GMM – system de Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998). En tal sentido, se describen las ventajas de utilizar esta técnica sobre métodos de estimación estáticos y la ganancia en eficiencia de utilizar GMM – system sobre otros estimadores dinámicos. A su vez, las características de la base de datos permite describir y tratar algunas particularidades de los métodos empleados, en especial el uso de paneles no balanceados y el problema del tamaño de T relativo a N .

El régimen cambiario adoptado por la economía importa en la determinación de los pasivos dolarizados de las empresas. Un régimen de tipo de cambio fijo alienta a las firmas de esa economía a tomar un mayor proporción de su deuda en dólares. Este resultado es robusto en

varios sentidos. Primero, independientemente de la clasificación usada (régimenes de Jure y de Facto), el signo de arreglos cambiarios fijo siempre fue positivo y significativo. Segundo, los efectos de la duración del régimen y la variabilidad en la política cambiaria son congruentes con lo hallado en el punto anterior. Tercero, el signo y significatividad del régimen de tipo de cambio fijo se mantuvo frente a las sucesivas regresiones realizadas al analizar otros determinantes de la proporción de deuda corporativa en moneda extranjera.

En el análisis de los determinantes de la dolarización de los pasivos se observaron tanto factores microeconómicos como macroeconómicos. En general, para las variables testeadas en trabajos anteriores, los resultados son similares a los hallados en el presente. Se pudo ver que las decisiones de madurez de los pasivos no son independientes de la composición de monedas de los mismos, en efecto, las firmas prefieren compatibilizar la madurez de los activos con las deudas y tener una mayor exposición cambiaria, en tal sentido, dada la magnitud del coeficiente del pasivo de largo plazo, el efecto del *original sin* interno es importante en la determinación de la deuda en moneda extranjera. El pertenecer al sector transable incrementa las preferencias de las firmas por tomar deuda en dólares, presumiblemente porque estas pueden calzar ingresos con el flujo de pagos de los pasivos. El tamaño también es un factor que influye sobre la composición de monedas del pasivo. Respecto de otras variables como la tangibilidad de los activos (el ratio activo fijo sobre activo total) y los prospectos de rentabilidad de la empresa (la q de Tobin), resultaron ser no significativos y el signo de los mismos resultó ser no robusto frente a las sucesivas estimaciones.

Respecto de las variables macroeconómicas y el entorno económico se observó que uno de los controles generalmente utilizados por la literatura, el diferencial de tasas de interés, fue negativo y significativo, evidenciando que el riesgo de devaluación prima sobre las preferencias de las firmas de obtener créditos en dólares más baratos. En cuanto al tipo de cambio, así como también el RER, afectan a la composición de monedas de los pasivos empresariales, un tipo de cambio nominal poco volátil o un RER muy depreciado respecto al promedio histórico alientan a las firmas a endeudarse en una mayor en moneda extranjera. La fuente de incremento en la oferta de crédito importa en la determinación de la estructura de monedas de los pasivos, mientras que la entrada de capitales incrementa los pasivos dolarizados, el incremento en el crédito doméstico no. Los indicadores de riesgo e inestabilidad económicos, como el EMBI y la volatilidad del EMI, mostraron que las empresas se ven desalentadas a endeudarse en moneda extranjera cuanto mayor es el ruido en la economía.

Asimismo, se pudo observar que existen problemas de información asimétrica que exacerbaban o alientan a las empresas y a los acreedores a suscribir sus créditos en dólares. De esta manera, rescates de empresas, la regulación en materia de dolarización de activos y pasivos bancarios, la existencia de un seguro para depósitos en moneda extranjera y el tamaño de la deuda pública en dólares afectan las decisiones de las empresas.

También se analizó la relación existente entre el *original sin* interno y la dolarización de los pasivos corporativos. Las variables utilizadas muestran que existen indicios que permiten inferir que parte de la disminución del *original sin* doméstico es vía dolarización de las deudas. De esta manera, la reducción del problema de las firmas de endeudarse internamente a largo plazo, se consigue en cierta medida vía importación del *original sin* externo.

La dolarización de los pasivos empresariales es una fuente de inestabilidad financiera, y potencial generador de crisis, y por lo tanto afecta al crecimiento de la economía³³. De modo que una visión de la literatura arguye a favor de una menor dolarización financiera de las economías emergentes (Hausmann et al (2003a y 2003b). Sin embargo, como se vio, parte de la deuda de largo plazo es obtenida en moneda extranjera, entonces parte de la inversión es financiada en dólares. Este hecho genera una disyuntiva sobre la implementación de políticas en

³³ Ver Bebczuk (2004) sobre el efecto de las crisis sobre el crecimiento económico.

materia de crecimiento económico, pues mayor dolarización es disparador de crisis financieras y menor crecimiento, pero menor dolarización implica menor inversión, y por lo tanto menor crecimiento.

Por último, la futura línea de investigación de este trabajo sería en varios aspectos: 1) ampliar el tamaño de la muestra, tanto en países como en períodos, 2) analizar con mayor detenimiento la relación entre las decisiones de madurez y de monedas de las empresas, 3) estudiar si existen otros determinantes en la dolarización de los pasivos empresariales, 4) extender el análisis a los pasivos de otros agentes económicos.

REFERENCIAS

- Ahumada, Hildegart A. y Garegnani, Maria Lorena (2000) . “Default and Devaluation Risks in Argentina: Long-Run and Exogeneity in Different Systems”. AAEP.
- Alvarez, J., and Arellano, M. (1998). “The time series and cross-section asymptotics of dynamic panel data estimators”. WP 9808, *CEMFI*, Madrid.
- Arellano, Manuel and Bond, Stephen (1991). “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”. *Review of Economic Studies*, **58**, 277–297.
- Arellano, Manuel and Bover, Olympia (1995). “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”. *Journal of Econometrics*, **68**, 29–51.
- Arellano, Manuel and Bond, Stephen and Doornik, Jurgen A (2002). “Panel Data estimation using DPD for OX”. En www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/papers/dpd.pdf .
- Arteta, Carlos O. (2002). “Exchange Rate Regimes and Financial Dollarization: Does Flexibility reduce bank Currency Mismatches?”. En <http://iber.Berkeley.edu/wps/cider/C02-123.pdf>
- Baltagi Badi H (1995). “Econometric Analysis of Panel Data”. *John Wiley & Sons*.
- Bebczuk, Ricardo N. (2004). “Real Effects of Financial Crises”. BID. Research Department. WP.
- Bebczuk, Ricardo N., Fanelli, José M. and Pradelli, Juan J. “Determinants and Consequences of Financial Constraints Facing Firms in Argentina”. *Inter-American Development Bank*, WP #R-453.
- Beck, Thorsten, Demirgüç-Kunt, Asli and Levine, Ross (1999). “A New Database on Financial Development and Structure”. *World Bank*.
- Benavente, José M., Johnson, Christian A. and Morandé, Felipe G. “Debt Composition and Balance-Sheet Effects of Exchange Rate: A Firm level Analysis for Chile”.
- Bleakey, Hoyt and Cowan, Kevin (2002). “Corporate Dollar Debt and Devaluations: Much Ado About Nothing?”. En www.mit.edu/people/hoyt/Dollar_Debt.pdf
- Blundell, Richard W., and Bond, Stephen R. (1998). “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”. *Journal of Econometrics*, **87**, 115–143.
- Blundell, Richard W., and Bond, Stephen R. (1999). “GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions”. *The Institute for Fiscal Studies*, WP 99/4.
- Blundell, Richard W., Bond, Stephen R. and Windmeijer Frank (2000). “Estimation in Dynamic Panel Data Models: Improving on the Performance of the Standars GMM Estimators”. *The Institute for Fiscal Studies*, WP 00/12.
- Calvo, Guillermo A. (1999). “On Dollarization”. En <http://www.bsos.umd.edu/econ/ciecalvo.htm>
- Calvo, Guillermo A. (2000). “Capital Markets and the Exchange Rate: With special Reference to the Dollarization Debate in Latin America”. En <http://www.bsos.umd.edu/econ/ciecalvo.htm>.
- Calvo, Guillermo A. and Reinhart Carmen M. (2000). “Fear to Floating”. *National Bureau of Economic Research*, WP 7993.
- Caprio, Gerard and Klingebiel, Daniela (2003). “Episodes of Systemic and Borderline Financial Crises” . **World Bank**.
- Céspedes, Luis F., Chang, Roberto and Velasco (2000). “Balance Sheets and Exchange Rate Policy”. *National Bureau of Economic Research*, WP 7840.
- Del Mar Cacha, María y Morales Armando (2003). “The Role of Supervisory Tools in Addressing Bank Borrowers’ Currency Mismatches”. FMI. WP/03/219.
- Demirgüç-Kunt, Asli and Sobaci, Tolga (2000). “Deposit Insurance Around the World: A Data Base”. *World Bank*.
- De Nicoló, G, P Honohan and A Ize (2003): “Dollarization of the banking system: good or bad?”, IMF. working paper, no 03/146, Julio.

- Edwards, Sebastian and Savastano, Miguel A. (1999). "Exchange Rates in Emerging Economies: What do We Know? What Do We Need To Know?". *National Bureau of Economic Research*, WP 7228.
- Galiani, Eduardo, Levy Yeyati, Eduardo y Schargrotsky, Ernesto (2003). "Financial Dollarization and Debt Deflation Under a Currency Board: The Case of Argentina". En www.iadb.org
- Ghosh, Atish and Gulde, Anne-Marie (2001). "Exchange Rate Regimes: Classification and Consequences". En cep.lse.ac.uk/events/conferences/dollarization/Wolf.pdf
- Hausman, Ricardo, Eichengreen, Barry y Panizza, Ugo (2003a). "the pain of Original Sin."
- Hausman, Ricardo, Eichengreen, Barry y Panizza, Ugo (2003b). "Currency Mismatches, Debt Intolerance and Original Sin: Why They are not the Same and Why It Matters." NBER. WP 10036.
- Honohan, Patrick y Klingebiel, Daniela (2000). "Controlling Fiscal Costs of Banking Crises". World Bank. WP 1196.
- Judson, Ruth A. and Owen, Ann L (1996). "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists". *Federal Reserve Board of Governors*.
- Kaminsky, Graciela L. and Reinhart, Camern M (1998). "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems". En www.puaf.umd.edu/faculty/papers/reinhart/bank3.pdf
- Krugman, Paul (1999a). "Analytical Afterthoughts on the Asian Crisis". En web.mit.edu/krugman/www/MINICRIS.htm
- Krugman, Paul (1999b). "Balance Sheets, The Transfer Problem, and Financial Crisis". En web.mit.edu/krugman/www/FLOOD.pdf
- Levy-Yeyati, Eduardo and Sturzenegger, Federico (2002). "Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words". En www.utdt.edu/~fsturzen/DW2002.pdf.
- Mishkin, Frederic S. (2000). "Prudential Supervision: Why is it Important and What are The Issues". *National Bureau of Economic Research*, WP 7926.
- Mishkin, Frederic S. (2001). "Financial Policies and the Prevention of Financial Crisis in Emerging Market Countries". NBER wp 8087.
- Servén, Luis (2002). "Real exchange rate uncertainty and private investment in developing countries". En econ.worldbank.org/files/14453_wps2823.pdf
- Soto, Marcelo (2003). "Taxing capital flows: an empirical comparative analysis". *Journal of Development Economics*, **72**, 203 – 221.
- Vúletin, Guillermo J. (2002). "Regímenes Cambiarios y Performance Fiscal: ¿Generan los Regímenes Fijos Mayor Disciplina que los Flexibles?". En <http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/public02.htm>

APÉNDICE A.

VARIABLES: DEFINICIÓN y FUENTES

Para la variable dependiente y los datos microeconómicos la fuente utilizada fue Economática, adicionalmente para las empresas argentinas la Bolsa de Comercio de Buenos Aires. Todas las variables relacionadas a ratios y porcentajes están expresadas en decimales.

Variables Microeconómicas

Ratio Deuda en moneda extranjera: DD_t / D_t

Ratio Pasivo de largo plazo: LD_t / D_t

Tangibilidad: Ratio Activo Fijo: AF_t / AT_t

Tamaño: $\text{Log } AF_{t-1}$

q de Tobin: $(MV_{t-1} + D_{t-1}) / PN_{t-1}$

Inversión: $(AF_t - AF_{t-1}) / AF_t$

Donde

DD_t : Deuda en moneda extranjera

D_t : Pasivo Total

LD_t : Pasivo No Corriente

AF_t : Activos Fijos

AT_t : Activo Total

MV_{t-1} : Valor de Mercado del paquete accionario de la firma

PN_{t-1} : Patrimonio Neto

- *Otros Regresores Microeconómicos:*
- Transable: 1 si la empresa pertenece al sector transable, 0 de otra manera
- Emisión de ADR: 1 si la firma emitió alguna vez, 0 de otra manera.
- Emisión de Obligaciones Negociables: 1 si la firma emitió alguna vez, 0 de otra manera.

Regímenes Cambiarios:

- Regímenes de Jure: Fuente Guillermo Vulentín (2002), Ghosh et al (2001) y FMI: Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (AREAER)
 - Regímenes Fijos: Tipo de cambio fijo: variable binaria con 1 si el tipo de cambio está atado a una moneda en particular, una canasta de monedas o al SDR y 0 de otra manera.
 - Regímenes intermedios: variable binaria con 1 para flexibilidad limitada o una flotación manejada con una trayectoria preanunciada para el tipo de cambio.
 - Regímenes flexibles: variable binaria con 1 para flotación manejada sin trayectorias preanunciadas para el tipo de cambio o flotación independiente.
- Regímenes de Facto: Fuente LYS: “Classifying Exchange Rate regimes: Deeds vs Words”. Eduardo Levy – Yeyati y Federico Sturzenegger. Enero de 2002.
 - Regímenes Fijos: Tipo de cambio fijo: variable binaria con 1 si el régimen cambiario es clasificado como “Fixed” y 0 de otra manera.
 - Regímenes intermedios: variable binaria con 1 si el régimen cambiario es clasificado como “Crawling Peg” o “Dirty Float” y 0 de otra manera.
 - Regímenes flexibles: variable binaria con 1 si el régimen cambiario es clasificado como “Flexible” y 0 de otra manera. (para mayor detalle ver Levy – Yeyati y Sturzenegger (2002)).

- Duración de Regímenes de Facto: Fuente LYS: variables por cada régimen consistentes en el incremento de a 1, a medida que el régimen perdura en el tiempo.
- Volatilidad de la política cambiaria de Regímenes de Facto: Fuente LYS: coeficiente de variación de la clasificación en tres categorías del régimen cambiario de los últimos 10 años de la economía.

Variables Macroeconómicas y Financieras:

- Diferencial de tasas de interés: tasa en pesos – tasa en U\$. Línea 60b de IFS (Money Market Rate) y línea 60 (tasa de descuento) para Colombia.
- Tasa de inflación: tasa de variación trimestral del IPC. Fuente IFS.
- RER (promedio mensual del trimestre): Tipo de cambio real: $RER = \frac{IPM^*}{IPM_D} TC$.

Donde IPM^* es el índice de precios mayorista de EE. UU., IPM_D es el índice de precios mayorista doméstico y TC es el tipo de cambio nominal. Fuente: IFS y Bancos Centrales (BC).

- Deuda Externa / PBI y deuda pública externa / PBI. Fuente: World Development Indicators (WDI)
- Deuda pública Externa / Deuda Pública Total. Fuente WDI y BC.
- Tasa de crecimiento del Crédito Doméstico / PBI: variación porcentual anual por trimestre. Fuente IFS y BC.
- Tasa de crecimiento del flujo de capitales: variación porcentual anual por trimestre. Línea 78 de IFS.
- Riesgo país: medias y desvíos del spread del EMBI por país. De no existir el EMBI+. Fuente: Ministerio de Economía de Argentina y Bancos Centrales.
- Desvío del EMI: desvío estándar de los últimos 4 trimestres del EMI. Fuente BC.
- Volatilidad Bursátil: desvío de los últimos cuatro trimestres del índice bursátil multiplicada por la tasa de variación de los últimos cuatro trimestres del tipo de cambio nominal. Fuente IFS para el tipo de cambio y Bolsas de valores para el índice bursátil.

Crisis financieras y cambiarias:

- Crisis: variable binaria 1 si el país sufre una crisis y 0 de otra manera (rezagada 4 trimestres). Fuente de ambas variables: “EPISODES OF SYSTEMIC AND BORDERLINE FINANCIAL CRISES” Gerard Caprio and Daniela Klingebiel. Enero 2003. World Bank.

Rescate gubernamental a firmas:

- Rescate (definido en Honohan y Klingebiel. (2000): variable binaria igual a 1 a partir del momento que un episodio de rescate aconteció en el país desde 1980 y 0 de otra manera. Fuente de ambas variables: Caprio y Klingebiel. (2003) y Honohan y Klingebiel. (2000).

Variables de Regulación:

- Seguro para depósitos en moneda extranjera: variable binaria tomando el valor 1 si existe un seguro para depósitos en dólares explícito y 0 de otra manera. Fuente: "Deposit Insurance Around the World: A Data Base". Asli Demirgüç-Kunt y Tolga Sobaci. World Bank.
- Regulación crédito: variable binaria igual a 1 si el país permite endeudamiento en moneda extranjera, 0 de otra manera. Fuente AREAER.

- Regulación depósito: variable binaria igual a 1 si el país permite depósitos en moneda extranjera, 0 de otra manera. Fuente AREAER.
- Calce de monedas: variable binaria igual a 1 si el país no obliga a calzar las obligaciones de los bancos en moneda extranjera, 0 de otra manera. Fuente AREAER.

APÉNDICE B.

ESTADÍSTICAS

Tabla B.1

Criterio de clasificación cambiaria de Facto usados en Levy Yeyati y Sturzenegger (2000)

	s_e	s_{De}	s_r
Indefinido	Baja	Baja	Baja
Flexible	Alta	Alta	Baja
Flotación sucia	Alta	Alta	Alta
Crawling Peg	Alto	Baja	Alta
Fijo	Baja	Baja	Alta

Nota: s_e , s_{De} y s_r son la volatilidad del tipo de cambio, volatilidad de las variaciones en el tipo de cambio y la volatilidad de las reservas respectivamente.

Tabla B.2

Regímenes cambiarios fijos y crawling

País	Período 1980 - 2000	
	Fijo	crawling peg
Argentina	1992-2001	1983-84 1987-88
		1985-86 1981-84 1998 1987-88 2000 1991-93 1996-97 1999
Colombia		1981-82 1992-93
		1988 1981
México	1991-94	1983 1985-87

Tabla B.3

Disponibilidad de información

Total de empresas por país

País	Total	declararon p cobertura
Argentina	63	61 1992 - 2000
Brasil	143	26 1993 - 2000
Colombia	46	40 1994 - 2000
México	136	127 1995 - 2000
Total	388	254

Tabla B.4

Ratios Deuda U\$\$/ Deuda T y Deuda LP/ Deuda T

Promedios por país de todos los trimestres

País	U\$\$/Total	Deuda LP/Total
Argentina	55.9%	31.9%
Brasil	32.5%	37.4%
Colombia	19.3%	36.6%
México	42.6%	31.7%
Total	43.5%	33.9%

Tabla B.5

Correlación ratios Deuda U\$\$/ Deuda T vs Deuda LP/ Deuda T

Promedios por país

Correlación	Argentina	Brasil	Colombia	México
	0.6713	0.0838	0.0838	0.3861

Tabla B.6

Correlación entre pasivo U\$\$ / Pasivo Total y rezagos

Promedios de las firmas por país

Rezago	Argentina	Brasil	Colombia	México	Promedio
t-1	0.5668	0.3493	0.5997	0.4492	0.4916
t-2	0.4140	0.2293	0.3727	0.3339	0.3542
t-3	0.3141	0.1110	0.3212	0.1993	0.2386

Figura B.1

Ratio Deuda en dólares a Deuda total (Promedio por país)
 Evolución Temporal vs Régimen Cambiario de Facto - Período 1992 - 2000
 Régimen de Facto: 1 = flotante, 2 = intermedio, 3 = fijo

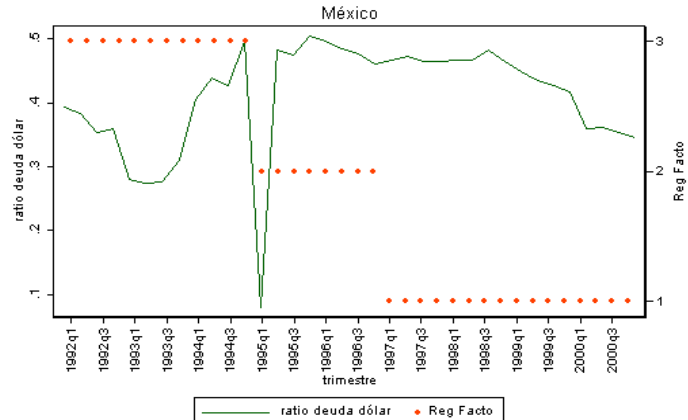
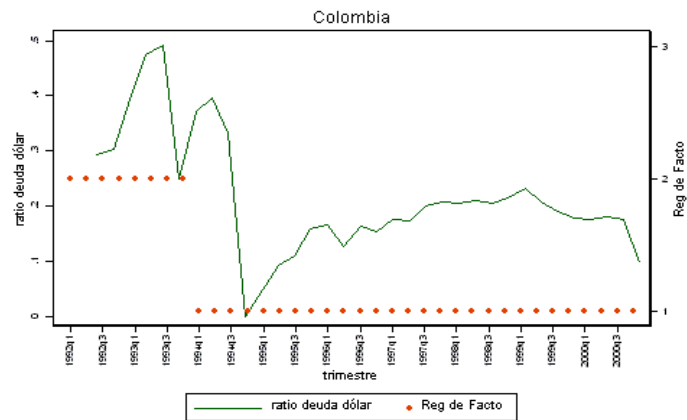
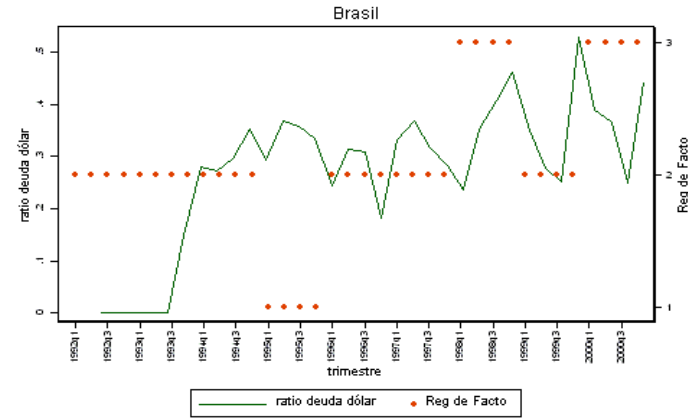
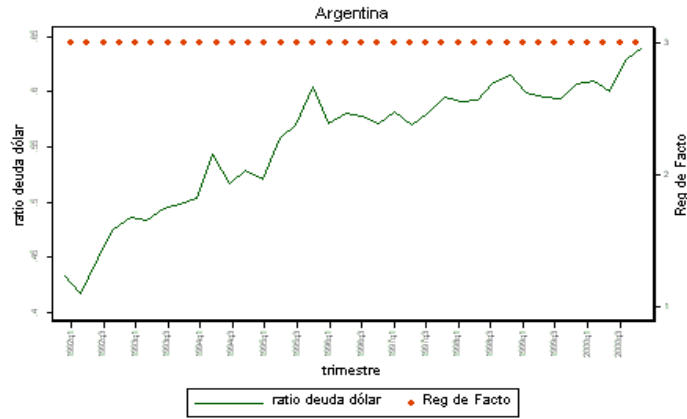


Figura B.2

Ratio Deuda en dólares a Deuda Total (promedio por país)

Evolución temporal vs. Evolución del coeficiente de variación del tipo de cambio nominal - Período 1992-2000

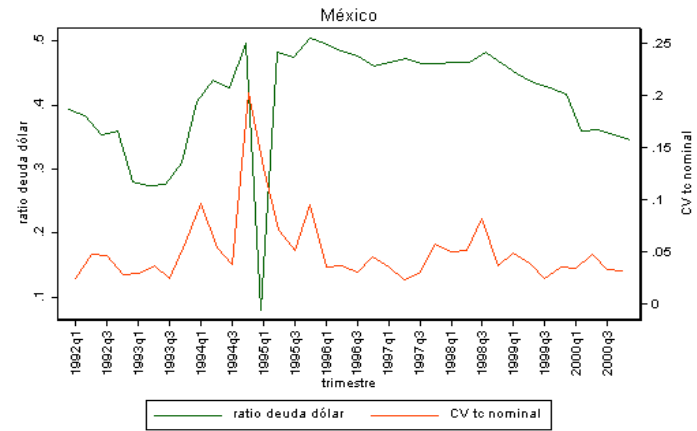
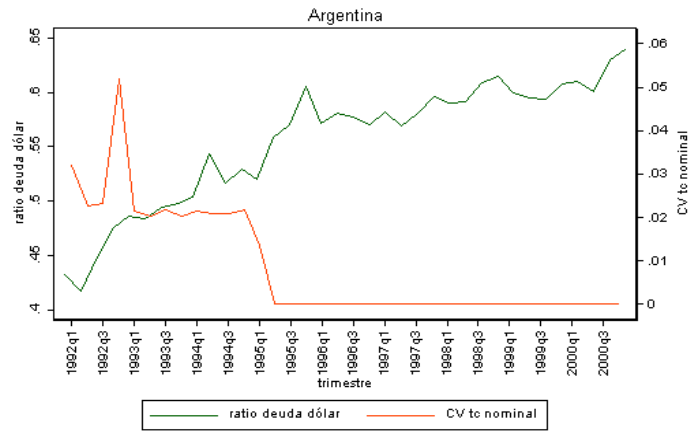
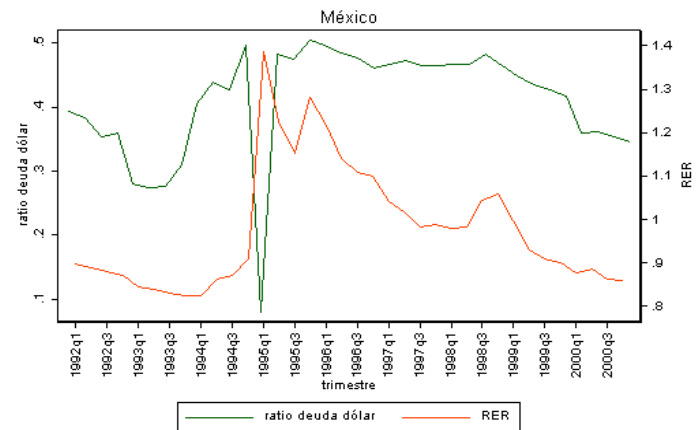
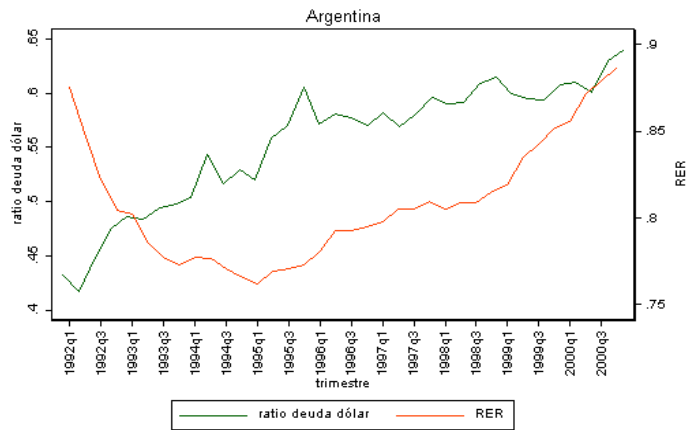


Figura B.3

Ratio Deuda en dólares a Deuda Total (promedio por país)

Evolución temporal vs. Evolución del RER



Ratio Deuda en dólares a Deuda Total (promedio por país)
Evolución temporal vs. Evolución del EMBI (promedio del trimestre)

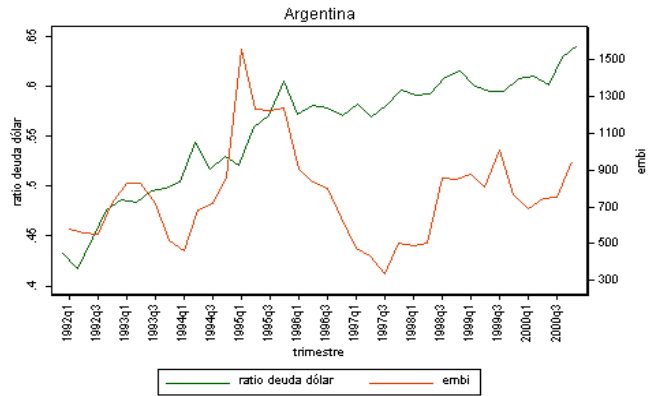
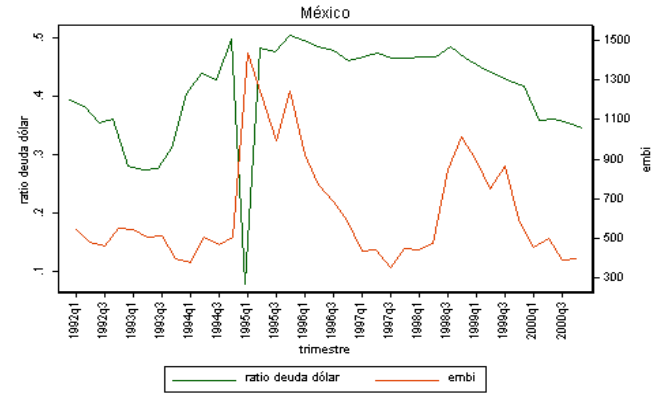


Figura B.4



Ratio Deuda en dólares a Deuda Total (promedio por país)
Evolución temporal vs. Crecimiento EMI (variación % interanual)

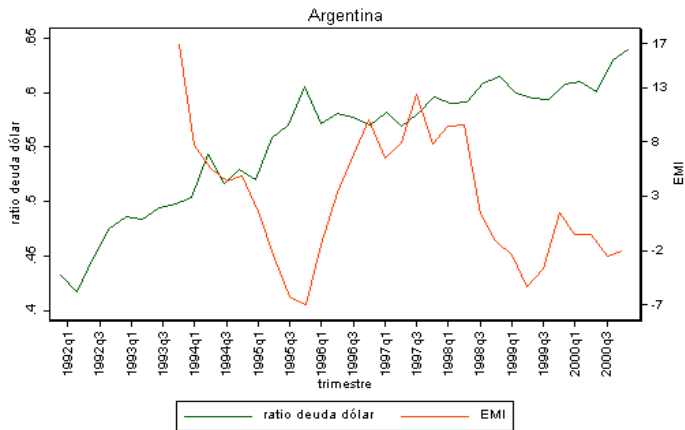


Figura B.5

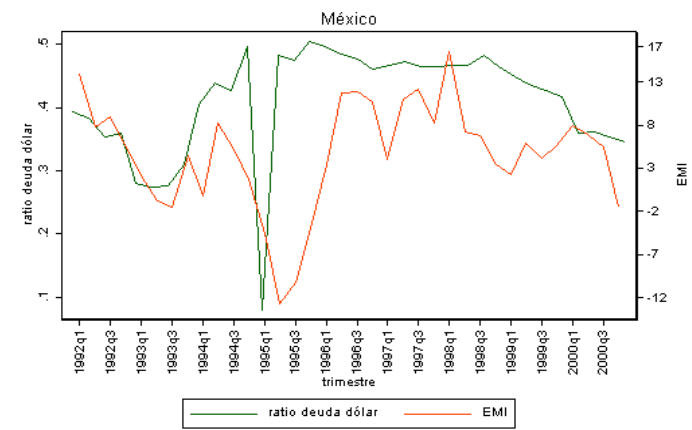


Figura B.6

Ratio Deuda en dólares a Deuda Total (promedio por país)
Evolución temporal vs. Evolución crédito doméstico / PBI

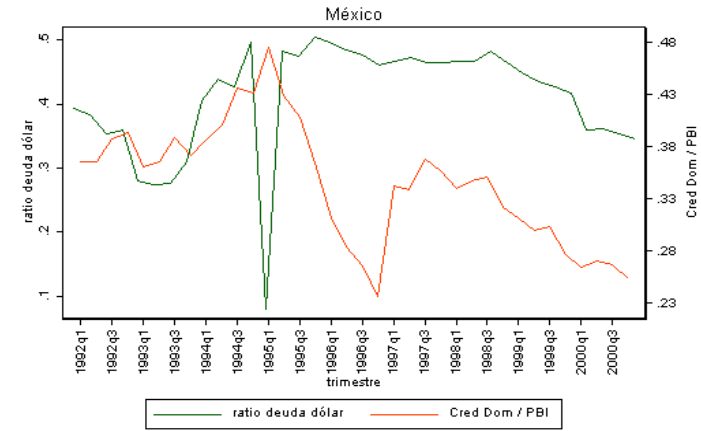
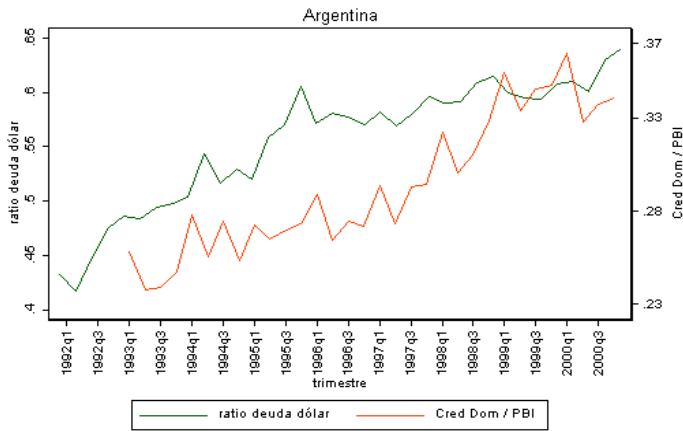
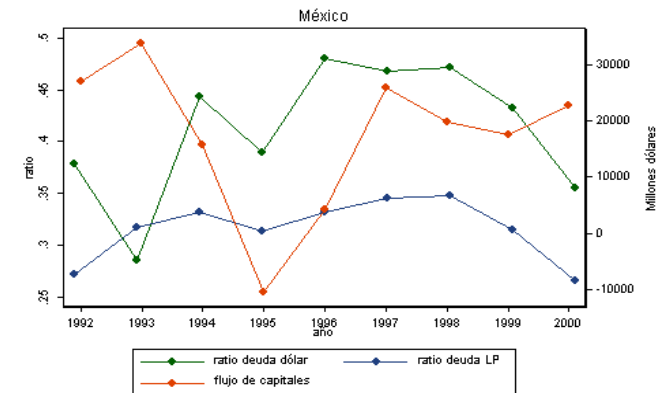
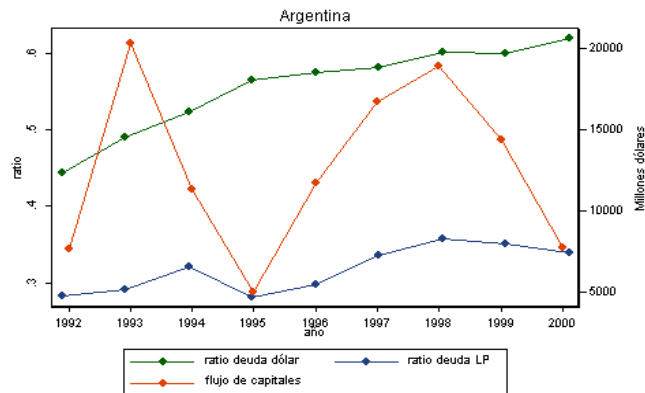


Figura B.7

Ratios Deuda en dólares a Deuda Total y Deuda a largo plazo a Deuda Total (promedios anuales por país)
Evolución temporal vs. Flujo de capitales



APÉNDICE C.

REGRESIONES

Tabla C.1 - Test de Causalidad de Granger
Proporción de deuda dolarizada vs. Régimen Cambiario de Facto

Ecuación	Variable dependiente	Modelo VAR
(1)	deuda dolarizada*	$D_t = \alpha_1 D_{t-1} + \alpha_2 D_{t-2} + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2}$
(2)	régimen cambiario**	$R_t = \alpha_3 D_{t-1} + \alpha_4 D_{t-2} + \beta_3 R_{t-1} + \beta_4 R_{t-2}$

* Promedio trimestral por país de la ratio deuda en U\$S a deuda total de las firmas

** Clasificación de Levy Yeyati y Sturzenegger: 1 = flotante, 2 = intermedio, 3 = fijo

Test de Causalidad de Granger

Argentina			
Ecuación	Chi 2	G. de libertad	Prob > chi 2
<i>R</i> no causa en el sentido de Granger a <i>D</i>	11.652	2	0.0029
<i>D</i> no causa en el sentido de Granger a <i>R</i>	3.4102	2	0.1818
México			
Ecuación	Chi 2	G. de libertad	Prob > chi 2
<i>R</i> no causa en el sentido de Granger a <i>D</i>	6.9891	2	0.0304
<i>D</i> no causa en el sentido de Granger a <i>R</i>	4.2872	2	0.1172

Tabla C.2 - Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiarios

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

Variable		1992 - 2000 Clasificación de Jure	1992 - 2000 Clasificación de Facto
		(1) GMM system	(2) GMM system
Constante		-0.670940***	-0.630293***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.298449***	0.319097***
	(t-2)	0.313905***	0.326168***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.304578***	0.321309***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.146921***	0.0377417
ln (Activo Fijo)	t	0.0426256***	0.0429268***
Diferencial de tasas	t	-0.0133181**	-0.0143587**
Transable	t	0.167642***	0.203594***
Tc Fijo	t	0.148231***	0.0589963**
Tc Intermedio	t	0.0155206	0.0159902
Sargan test (valor p)		0.882	0.902
Diferencia de Sargan (VC) (2)		60.5; df = 100; CV = 82.36	58.9; df = 100; CV = 82.37
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000	0.000
Nro de Observaciones		5399	5399
Nro de Empresas		237	237

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

(2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Tabla C.3 - Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiarios - Duración y volatilidad del régimen de Facto
Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

Variable		(1)	(2)	(3)
		GMM system	GMM system	GMM system
Constante		-0.545586***	-1.10153***	-0.566879***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.310719***	0.20799***	0.310152***
	(t-2)	0.323851***	0.304841***	0.327508***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.321803***	0.283668***	0.315809***
Activo Fijo / Activo Total	t	-0.0507234	-0.0928182	0.0745809
ln (Activo Fijo)	t	0.0387629***	0.0547013***	0.0422473***
Diferencial de tasas	t	-0.0127646**	-0.0125633**	-0.0148548***
Transable	t	0.222332***	0.248496***	0.206014***
Tc Fijo - Duración	t	0.00427612***	0.0118886***	
Tc Intermedio - Duración	t	0.00805839***	0.00744921***	
Deuda Pub externa / Deuda Pub Total	t		0.525943***	
Tc Fijo	t			0.0467623*
Tc Intermedio	t			-0.00626525
Volatilidad política cambiaria	t			-0.227402***
Sargan test (valor p)		0.893	0.864	0.884
Diferencia de Sargan (VC) (2)		52.7; df = 100; CV = 82.37	44.0; df = 101; CV = 83.27	56.7; df = 101; CV = 83.27
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000	0.000	0.000
Nro de Observaciones		5399	5399	5399
Nro de Empresas		237	237	237

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

(2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Tabla C.4 : tipo de cambio nominal y RER

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total - Período 1992 - 2000

		1992 - 2000 Clasificación de Facto			
Variable		(1)	(2)	(3)	(4)
		GMM system	GMM system	GMM system	GMM system
Constante		-0.66001***	-0.633698***	-0.603288***	-0.654286***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.300635***	0.314068***	0.430597***	0.389087***
	(t-2)	0.319630***	0.315943***	0.285738***	0.313668***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.344764***	0.334524***	0.316568***	0.345854***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.0596764	0.0594176	-0.177657*	0.0129155
ln (Activo Fijo)	t	0.044501***	0.0419111***	0.0464824***	0.0455661***
Diferencial de tasas	t	-0.0118790*	-0.0122765*	-0.0163446**	-0.0136134***
Transable	t	0.219093***	0.214508***	0.28836***	0.161506***
Tc Fijo	t	0.0552395**	0.0603416**	0.252678***	0.134332***
Tc Intermedio	t	0.0389778***	0.0307223**	-0.069386***	-0.0402529*
CV Tc nominal	(t - 1)	-0.282648***			
Devaluación	t		-0.708756**		
RER efectivo - RER prom hist	(t-1)			0.626778***	
No transable x (RER efectivo - RER promedio histórico)	(t-1)				1.01644***
Sargan test (valor p)		0.902	0.930	0.864	0.814
Diferencia de Sargan (VC)		52.7; df = 101; CV = 83.27	49.1; df = 101; CV = 83.28	51.9; df = 101; CV = 83.27	54.7; df = 101; CV = 83.28
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000	0.000	0.001	0.000
Nro de Observaciones		5399	5399	5399	5384
Nro de Empresas		237	237	237	236

Nota: 1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad y valor crítico al 90% respectivamente

Tabla C.5 - Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiarios - EMBI

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

Variable		1992 - 2000 Clasificación de Jure		1992 - 2000 Clasificación de Facto	
		(1)	(2)	(3)	(4)
		GMM system	GMM system	GMM system	GMM system
Constante		-0.573984***	-0.656780***	-0.538992***	-0.604901***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.292567***	0.291343***	0.312296***	0.314587***
	(t-2)	0.329777***	0.311929***	0.346232***	0.329024***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.350606***	0.305368***	0.371664***	0.331181***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.11223	0.169099**	-0.0229120	0.0213040
ln (Activo Fijo)	t	0.0389871***	0.0425339***	0.04108***	0.0432239***
Diferencial de tasas	t	-0.0120524**	-0.0129015**	-0.0135813**	-0.0138223**
Transable	t	0.144244***	0.173554***	0.181977***	0.219824***
Tc Fijo	t	0.144999***	0.163471***	0.0447825**	0.058278**
Tc Intermedio	t	-0.0977258	0.00521293	0.0311844**	0.0422698***
SD EMBI	t	-0.042679***		-0.0436189***	
Mean EMBI	t		-0.00437391***		-0.00527373***
Sargan test (valor p)		0.876	0.898	0.888	0.915
Diferencia de Sargan (VC) (2)		49.2; df = 100; CV = 82.37	58.1; df = 100; CV = 82.37	48.9; df = 100; CV = 82.37	56.5; df = 100; CV = 82.37
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000	0.000	0.000	0.000
Nro de Observaciones		5399	5399	5399	5399
Nro de Empresas		237	237	237	237

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

(2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Tabla C.6 - Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiarios - EMI

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

Variable		1992 - 2000 Clasificación de Jure	1992 - 2000 Clasificación de Facto
		(1) GMM system	(2) GMM system
Constante		-0.674739***	-0.640426***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.286877***	0.312198***
	(t-2)	0.322913***	0.333419***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.289255***	0.295196***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.159185*	0.0402727
ln (Activo Fijo)	t	0.0444969***	0.0461262***
Diferencial de tasas	t	-0.0117274*	-0.0136889**
Transable	t	0.181857***	0.220583***
Tc Fijo	t	0.150217***	0.0519658**
Tc Intermedio	t	-0.00321137	0.00666418
SD EMI	t	-0.00842658***	-0.00853185***
Sargan test (valor p)		0.877	0.834
Diferencia de Sargan (VC) (2)		48.7; df = 100; CV = 82.37	57.9; df = 100; CV = 82.37
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000	0.000
Nro de Observaciones		5399	5399
Nro de Empresas		237	237

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

(2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Tabla C.7 - Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiarios - Crisis
Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

Variable	1992 - 2000 Clasificación de Jure		1992 - 2000 Clasificación de Facto	
	(1)	(2)	(1)	(2)
	GMM system		GMM system	
Constante		-0.658186***		-0.646657***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.296537***		0.306697***
	(t-2)	0.314394***		0.32185***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.304159***		0.333919***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.148359*		0.0474303
ln (Activo Fijo)	t	0.0419938***		0.0436802***
Diferencial de tasas	t	-0.0130094**		-0.0143102**
Transable	t	0.161081***		0.192049***
Tc Fijo	t	0.149238***		0.10106***
Tc Intermedio	t	-0.00601909		0.0604784***
Crisis	t	-0.00614120		-0.0445995**
Sargan test (valor p)		0.877		0.940
Diferencia de Sargan (VC) (2)		48.7; df = 100; CV = 82.37		55.9; df = 100; CV = 82.37
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000		0.000
Nro de Observaciones		5399		5399
Nro de Empresas		237		237

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.
(2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Tabla C.8 - Agregados Financieros

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

		1992 - 2000 Clasificación de Facto	
Variable		(2)	(3)
		GMM system	GMM system
Constante		-0.700021***	-0.724647***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.319773***	0.304958***
	(t-2)	0.321821***	0.325741***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.301709***	0.309487***
Activo Fijo / Activo Total	t	-0.00308637	-0.00457208
In (Activo Fijo)	t	0.0519841***	0.0538678***
Diferencial de tasas	t	-0.0131526**	-0.0123861*
Transable	t	0.204293***	0.215722***
Tc Fijo	t	0.0483081*	0.0431562*
Tc Intermedio	t	0.00662976	-0.00725017
Δ% Flujo de capitales	t	0.0150386***	
Δ% CredDom/PBI	t		-0.0628281***
Sargan test (valor p)		0.866	0.926
Diferencia de Sargan (VC)		50.6; df = 101; CV = 83.27	52.0; df = 101; CV = 83.27
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000	0.000
Nro de Observaciones		5341	5088
Nro de Empresas		237	236

Nota: 1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente

2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad y valor crítico al 90%

Tabla C.9 - Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiarios - Acceso a los mercados financieros

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

Variable		1992 - 2000 Clasificación de Jure		1992 - 2000 Clasificación de Facto	
		(1)	(1)	(2)	(2)
		GMM system	GMM system	GMM system	GMM system
Constante		-0.497116***	-0.656927***	-0.438781**	-0.617476***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.277987***	0.29462***	0.299027***	0.310476***
	(t-2)	0.294863***	0.313122***	0.307191***	0.323585***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.304486***	0.304232***	0.324257***	0.317415***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.0972505	0.138587	0.0417748	0.0926842
ln (Activo Fijo)	t	0.0263178*	0.0379535***	0.0218688	0.0338684**
Diferencial de tasas	t	-0.0132074**	-0.0127004**	-0.0151571**	-0.0129054*
Transable	t	0.199598***	0.181682***	0.236205***	0.222529***
Tc Fijo	t	0.154719***	0.12492**	0.068579***	0.0494969***
Tc Intermedio	t	-0.00219914	-0.0172225	0.00967275	0.00660739
ADR	t	0.261304***		0.278999***	
Obligaciones Negociables	t		0.0756607		0.0962027*
Sargan test (valor p)		0.872	0.902	0.888	0.896
Diferencia de Sargan (VC) (2)		60.6; df = 100; CV = 82.37	57.3; df = 100; CV = 82.37	59.7; df = 101; CV = 83.27	57.3; df = 101; CV = 83.27
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000	0.000	0.000	0.000
Nro de Observaciones		5399	5399	5399	5399
Nro de Empresas		237	237	237	237

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

(2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Tabla C.10 - Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiarios - Volatilidad bursatil y depreciación

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

Variable		1992 - 2000 Clasificación de Jure	1992 - 2000 Clasificación de Facto
		(1) GMM system	(2) GMM system
Constante		-0.675301***	-0.656590***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.291769***	0.31178***
	(t-2)	0.310852***	0.322195***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.304963***	0.323677***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.119209	0.0272530
ln (Activo Fijo)	t	0.0446117***	0.0452625***
Diferencial de tasas	t	-0.0107243*	-0.0120032*
Transable	t	0.174576***	0.216754***
Tc Fijo	t	0.14665***	0.0622444**
Tc Intermedio	t	-0.0214045	0.0160753
var bursatil x Δ% TC	(t-1)	-0.0000445825*	-0.0000551457*
Sargan test (valor p)		0.925	0.894
Diferencia de Sargan (VC)		56.4; df = 100; CV = 82.36	61.6; df = 100; CV = 82.36
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.277	0.000
Nro de Observaciones		5148	5384
Nro de Empresas		236	236

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente
 (2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Tabla C.11 - Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiarios - deuda externa

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

		1992 - 2000 Clasificación de Facto		
Variable		(1) GMM system	(2) GMM system	(3) GMM system
Constante		-0.774505***	-0.824134***	-1.01614***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1) (t-2)	0.298613*** 0.331076***	0.293069*** 0.328334***	0.270992*** 0.317028***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.299091***	0.309541***	0.287671***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.0684557	0.0677607	-0.0319988
ln (Activo Fijo)	t	0.0394159***	0.0423814***	0.058382***
Diferencial de tasas	t	-0.0147641*	-0.0143982**	-0.0146224**
Transable	t	0.190337***	0.192533***	0.274773***
Tc Fijo	t	0.119385***	0.0930381***	0.0577015**
Tc Intermedio	t	-0.0346578***	-0.058142***	-0.0143968
Deuda externa Total / PBI	t	0.444592***		
Deuda externa Pub / PBI	t		0.909577***	
Deuda externa Pub / Deuda Pub total	t			0.326623***
Sargan test (valor p)		0.849	0.860	0.849
Diferencia de Sargan (VC) (2)		59.7; df = 101; CV = 83.27	60.7; df = 101; CV = 83.27	48.7; df = 101; CV = 83.27
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000	0.000	0.000
Nro de Observaciones		5399	5399	5399
Nro de Empresas		237	237	237

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

(2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Tabla C.12 - Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiarios - Rescate

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

Variable	1992 - 2000 Clasificación de Jure		1992 - 2000 Clasificación de Facto	
	(1)	(2)	(1)	(2)
	GMM system		GMM system	
Constante		-0.695159***		-0.638273***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.288944***		0.309542***
	(t-2)	0.30588***		0.317956***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.301682***		0.314288***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.101819		0.00878177
ln (Activo Fijo)	t	0.0403348***		0.037856***
Diferencial de tasas	t	-0.0111030*		-0.0127309*
Transable	t	0.186096***		0.198717***
Tc Fijo	t	0.138039**		0.0624126***
Tc Intermedio	t	0.179396		0.0120499
Rescate de empresas	(t-1)	0.0885863*		0.111534***
Sargan test (valor p)		0.877		0.897
Diferencia de Sargan (VC)		62.4; df = 100; CV = 82.36		60.7; df = 100; CV = 82.36
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000		0.000
Nro de Observaciones		5148		5399
Nro de Empresas		236		237

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente
 (2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Tabla C.13 - Pasivo en dólares vs Regímenes Cambiarios - Marco regulatorio

Variable dependiente Pasivo en Moneda Extranjera / Pasivo Total

		1992 - 2000 Clasificación de Facto			
Variable		(1) GMM system	(2) GMM system	(3) GMM system	(4) GMM system
Constante		-1.02592***	-1.37587***	-0.713843***	-0.564621***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	(t-1)	0.300791***	0.30171***	0.300791***	0.30441***
	(t-2)	0.313944***	0.314352***	0.313944***	0.311138***
Deuda LP / Pasivo Total	t	0.308700***	0.316694***	0.308700***	0.347889***
Activo Fijo / Activo Total	t	0.000353046	0.0192100	0.000353046	-0.140499
ln (Activo Fijo)	t	0.0527388***	0.0504943***	0.0527388***	0.0310582***
Diferencial de tasas	t	-0.0124957*	-0.0132757**	-0.0124957*	-0.0156667*
Transable	t	0.236522***	0.895985***	0.236522***	0.167881***
Tc Fijo	t	0.0500278*	0.055568**	0.0500278*	0.165761***
Tc Intermedio	t	0.0148366	0.0180239	0.0148366	0.0331415***
Regulación crédito	t	0.312073**			
Regulación crédito x no transable	t		0.713294***		
Calce de monedas	t			-0.312073**	
Seguro de depósito	t				0.202147***
Sargan test (valor p)		0.891	0.901	0.891	0.903
Diferencia de Sargan (VC) (2)		59.9; df = 100; CV = 82.37	58.1; df = 100; CV = 82.37	59.3; df = 101; CV = 83.27	62.3; df = 101; CV = 83.27
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.000	0.000	0.000	0.000
Nro de Observaciones		5399	5399	5399	5399
Nro de Empresas		237	237	237	237

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

(2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

Tabla C.14 - Pasivo de largo plazo - *Original sin* interno y dolarización

Variable dependiente Pasivo de Largo Plazo / Pasivo Total

Período: 1992 - 2000

Variable		(1) GMM system	(2) GMM system	(3) GMM system
Constante		-0.330338*	-0.0593931	-0.0501439
Deuda LP / Pasivo Total	(t-1)	0.463701***	0.448744***	0.470602***
	(t-2)	0.336826***	0.353358***	0.330552***
Pasivo U\$S / Pasivo Total	t	0.0861971***	0.0896982***	0.103069***
Activo Fijo / Activo Total	(t-1)	0.00472961	0.0198130	-0.00404467
ln (Activo Fijo)	t	0.0164582	0.00744518	0.00407438
"q" de Tobin	(t-1)	0.00847867*	0.00715335	0.00929941*
Inversión	t	0.100379***	0.103616**	0.116379***
ADR	t	-0.0060971	0.0262684	0.0497976
Regulación de Créditos	t	0.154314*		
Volatilidad política cambiaria	t		-0.108262*	
Δ% Flujo de capitales	t			0.00515699*
Sargan test (valor p)		0.658	0.752	0.759
Diferencia de Sargan (VC)		76.3; df = 100; CV = 82.36	72.7; df = 100; CV = 82.36	65.4; df = 100; CV = 82.36
Test de correlación serial de segundo orden (valor p)		0.003	0.001	0.005
Nro de Observaciones		5148	5574	5574
Nro de Empresas		236	248	248

Notas: (1) *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

(2) Diferencia de Sargan: valor χ^2 , grados de libertad (df) y valor crítico al 90% (CV)

ANEXO A

METODOLOGÍA ECONOMETRICA

A continuación se presenta la metodología empleada para las regresiones realizadas.

A.1) PROBLEMAS DE ESTIMACIÓN CON MÉTODOS DE PANELES ESTATICOS

Considere la siguiente relación dinámica de la deuda en moneda extranjera a deuda total (d) de las empresas, caracterizada por la presencia de la variable dependiente rezagada un periodo entre los regresores, en términos de Baltagi (1995) Vúletin (2002):

$$d_{it} = \delta d_{i,t-1} + x'_{it} \beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Donde δ es un escalar, x'_{it} es el vector variables que explican a la deuda en moneda extranjera de dimensión $1 \times K$ y β es $K \times 1$. Asumiendo que u_{it} sigue un modelo con un solo componente de error:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad \mu_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\mu^2) \quad v_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2) \quad (2)$$

Donde los términos de error son independientes uno del otro y entre ellos mismos.

Dado que d_{it} es una función de μ_i , $d_{i,t-1}$ es también una función de μ_i . Entonces $d_{i,t-1}$ está correlacionado con el término de error. Este hecho genera que el estimador de MCO sea sesgado e inconsistente aun si v_{it} no esté serialmente correlacionado. Para el estimador de Efectos Fijos, la transformación Within elimina el término de error μ_i , pero $(d_{i,t-1} - \bar{d}_{i-1})$, con

$$\bar{d}_{i-1} = \sum_{t=2}^T d_{i,t-1} / (T-1), \text{ todavía estará correlacionado con } \bar{v}_i \text{ por construcción, debido a que el}$$

último promedio contiene a $v_{i,t-1}$ el cual está correlacionado con $d_{i,t-1}$. De esta manera, el estimador within posee un sesgo de $O(1/T)$, con $O = NT$ y su consistencia dependerá de que T sea grande. Kiviet (1993) demuestra que el sesgo del estimador within en un modelo dinámico de datos en panel tiene un error aproximado de $O(N^{-1}T^{-3/2})$. Sólo si $T \rightarrow \infty$ el estimador within de δ y β será consistente para un modelo dinámico de componente de error. El mismo problema surge con el estimador de mínimos cuadrados generalizados (MCG) de efectos aleatorios (RE) pues $(d_{i,t-1} - \theta \bar{d}_{i,t-1})$ estará correlacionado con $(v_{i,t} - \theta \bar{v}_{i,t-1})$, con $\theta = 1 - (\sigma_v / \sigma_1)$ y $\sigma_1^2 = T\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$.

Una transformación alternativa que elimina los efectos individuales, no creando los problemas planteados anteriormente, es haciendo la primera diferencia. Anderson y Hsiao (1981) sugieren realizar la primera diferencia para deshacerse de μ_i y luego usar $\Delta d_{i,t-2} = (d_{i,t-2} - d_{i,t-3})$ o $d_{i,t-2}$ como instrumentos de $\Delta d_{i,t-1} = (d_{i,t-1} - d_{i,t-2})$. Estos instrumentos no estarán correlacionados con $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{i,t-1}$, siempre que v_{it} no posea correlación serial. Este método de estimación de variables instrumentales lleva a estimaciones consistentes pero no necesariamente eficientes de los parámetros del modelo, pues no hace uso de todos los momentos disponibles tal como lo demuestra Ahn y Schmidt (1993) al mismo tiempo que no considera la estructura en diferencia de los residuos (Δv_{it}).

De esta manera, la correlación existente entre $d_{i,t-1}$ y v_{it} genera que los estimadores de los parámetros, ya sea por FE o RE, sean sesgados e inconsistentes. Por lo que es necesario utilizar un método que contemple el componente dinámico de la ecuación de comportamiento como la presentada en (1)

A.2) ESTIMADORES GMM PARA DATOS EN PANELES

A continuación se presentan brevemente dos métodos de estimación utilizando estimadores GMM para datos en paneles, de los cuales se utilizará la última metodología para las estimaciones a realizar:

El método de Arellano y Bond (1991)

Sea y el ratio pasivo en dólares a pasivo total. Considere la siguiente especificación:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Donde:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad \mu_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\mu^2) \quad v_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2) \quad (3)$$

E independientes uno de otro y entre ellos mismos. Con el fin de obtener estimador consistente de δ a medida que $N \rightarrow \infty$ y T está fijo, se diferencia (2) un período para eliminar los efectos individuales:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1}) \quad (4)$$

Nótese que $(v_{it} - v_{i,t-1})$ es MA(1) con raíz unitaria. Para $t = 3$, se tiene:

$$y_{i3} - y_{i,2} = \delta(y_{i,2} - y_{i,1}) + (v_{i3} - v_{i,2}) \quad (5)$$

En este caso, y_{it} es un instrumento válido, ya que éste está correlacionado con $(y_{i2} - y_{i,1})$, pero no con $(v_{i3} - v_{i,2})$ en la medida que v_{it} no esté serialmente correlacionado. Continuando en esta forma, el conjunto de instrumentos válidos es $(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,T-2})$.

Así, bajo los supuestos respecto de u_{it} , valores rezagados de la deuda en moneda extranjera (y) dos períodos o más son válidos instrumentos en las ecuaciones en primeras diferencias. De esta manera, para $t \geq 3$, el modelo implica las siguientes $m = (T - 2)(T - 1) / 2$ restricciones lineales de momentos:

$$E[(\Delta y_{it} - \delta \Delta y_{i,t-1}) y_{i,t-j}] = 0 \quad (j = 2, \dots, (t-1); t = 3, \dots, T) \quad \Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1} \quad (6)$$

En el procedimiento realizado en (4) se tiene lo siguiente para el término de error diferenciado:

$$E(\Delta v_i \Delta v_i') = \sigma_v^2 (I \otimes G) \quad (7)$$

Donde I es una matriz identidad de dimensión N ; G es una matriz cuadrada de dimensión $(T - 2)$ con 2 en la diagonal principal, -1 en la subdiagonales principales y 0 en el resto. Definiendo W_i igual a:

$$W_i = \begin{bmatrix} [y_{it}] & & & & & 0 \\ & [y_{it}, y_{it-1}] & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ 0 & & & & & [y_{it}, \dots, y_{it-2}] \end{bmatrix}$$

Luego, la matriz de instrumentos es $W = [W_1', \dots, W_N']'$, y (6) puede ser expresada como $E(W_i' \Delta v_i) = 0$. Premultiplicando W' a (4) en forma de vector, $W' \Delta y = W' (\Delta y_{-1}) + W' \Delta v$ (con $\Delta y = y_{it} - y_{i,t-1}$ y $\Delta y_{-1} = y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$, y estimando por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) se obtiene el estimador GMM en una etapa de Arellano y Bond (1991) igual a:

$$\hat{\delta}_1 = [(\Delta y_{-1})' W (W' (I \otimes G) W)^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} \times [(\Delta y_{-1})' W (W' (I \otimes G) W)^{-1} W' (\Delta y)] \quad (8)$$

Este estimador no requiere conocimiento alguno sobre las condiciones iniciales o la distribuciones de v_i y u_i . Reemplazando Δv por los residuos diferenciados de la estimación de $\hat{\delta}_1$, se obtiene el estimador GMM en dos etapas de Arellano y Bond (1991):

$$\hat{\delta}_2 = [(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} \times [(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y)] \quad V_N = \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta v_i) (\Delta v_i)' W_i \quad (9)$$

Un estimador consistente de $\text{var}(\hat{\delta}_2)$ es dado por el primer término de (9):

$$\text{a var}(\hat{\delta}_2) = [(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} \quad (10)$$

$\hat{\delta}_1$ y $\hat{\delta}_2$ serán asintóticamente equivalentes si los v_{it} son IID(0, σ_v^2).

El método de estimación es fácilmente extensible cuando existen variables exógenas. A su vez, esta técnica se puede implementar para paneles no balanceados con pocos cambios en la estructura de estimación de las ecuaciones (8) y (9). Ver punto A.4 de este Anexo para una discusión más detallada de estos temas.

Tests de Sobreidentificación y correlación serial de segundo orden

Los supuestos principales del modelo pueden ser testeados usando los test propuestos por Arellano y Bond (1991). El primero, es un test de Sargan de sobreidentificación de restricciones, el cual testea la validez global de los instrumentos. El no rechazo de la hipótesis nula otorga sustento al modelo. El segundo es un test de correlación serial del término de error. Si dicho test no rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de segundo orden, se concluye que el término de error original no posee correlación serial (Ver punto A.3 de este Anexo para mayor detalle).

En síntesis, este estimador GMM minimiza la distancia cuadrática dada por $\Delta v' W \hat{V}_N^{-1} W' \Delta v$ donde V_N es una métrica que varía para los estimadores en una y dos etapas. De esta manera, el estimador GMM será consistente si los rezagos de las variables explicativas en niveles son instrumentos válidos para las variables explicativas en diferencias y si el término de error no posee correlación serial.

De esta manera, Arellano y Bond (1991) proponen un método que considera los efectos individuales por empresa y el sesgo de los paneles dinámicos, a través del uso de instrumentos adicionales en niveles utilizando las condiciones de ortogonalidad que existen entre los valores de y_{it} y los errores v_{it} . Este estimador toma en primer lugar la primera diferencia de un modelo como (1) del punto 2), que generalizado a k rezagos de la variable explicada como regresor queda:

$$\Delta y_{it} = \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta y_{i, t-j} + \beta' \Delta x_{it} + \Delta v_{it} \quad (11)$$

A través de la primera diferencia se elimina el efecto específico por empresa, pero se produce por construcción una correlación entre la diferencia de la deuda rezagada y la diferencia del término de error, este efecto es eliminado al realizar GLS con la matriz de varianzas y covarianzas de los errores. Así, los autores proponen el uso de variables rezagadas en niveles de las variables explicativas, incluyendo los rezagos de la variable dependiente, como instrumentos.

El método de Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998)

Estos autores desarrollaron un esquema de estimadores GMM mostrando cuáles son los estimadores en variables instrumentales (VI) eficientes para modelos de paneles dinámicos. Básicamente, utilizando las condiciones iniciales del modelo generan restricciones ortogonales adicionales, que permiten incluir en la matriz de instrumentos tanto la variable dependiente en nivel rezagada como su diferencia rezagada. Dicho estimador se conoce como GMM - system (Blundell y Bond (1998)).

A continuación se presenta brevemente el modelo:

Sea:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \mu_i + v_{it} \quad (12)$$

Donde μ_i y v_i tienen los supuestos usuales expresados en (3). Adicionalmente se impone que:

$$E(y_{it}, v_{it}) = 0 \quad \text{Para } i = 1, \dots, N \text{ y } t = 2, \dots, T \quad (13)$$

El modelo (12) es idéntico al modelo (2) (con $\alpha = \delta$) y se podría estimar utilizando el estimador GMM de Arellano y Bond (1991) (GMM-DIF). Blundell y Bond (1998) demuestran que este estimador es menos informativo en dos casos: 1) a medida que el valor de α se acerca a la unidad, y 2) a medida que la varianza relativa de los efectos fijos μ_i se incrementa, es decir $(\sigma_\mu^2 / \sigma_v^2)$. De modo que se puede ganar eficiencia en la estimación de (12) utilizando instrumentos adicionales, mediante la imposición de restricciones de momentos extras, las cuales se mantienen bajo heterocedasticidad.

Arellano y Bover (1995), son los primeros en proponer las siguientes $T - 3$ condiciones de momentos lineales:

$$E(u_{it} \Delta y_{i,t-1}) = 0 \quad \text{Para } t = 4, 5, \dots, T \quad (13)$$

Dado que Δy_{i2} no es observado, existe una restricción adicional:

$$E(u_{i3} \Delta y_{i2}) = 0 \quad (14)$$

Blundell y Bond (1998 y 1999) demuestran que (13) y (14), en conjunción con (6) y los supuestos sobre u_{it} , pueden ser implementados como un estimador GMM. Más aun, se puede demostrar que se logra una ganancia en eficiencia al utilizar estas restricciones adicionales.

De este modo la matriz de instrumentos del estimador GMM-system, combinará ambos tipos de instrumentos, la variable en niveles y en primeras diferencias, con lo que la forma de la nueva matriz es:

$$W_i^+ = \begin{pmatrix} W_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{12} & & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{13} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{1T} \end{pmatrix}$$

Donde W_i es la matriz definida en el apartado anterior. La estimación en dos etapas de los coeficientes se realiza de manera análoga al estimador GMM-DIF.

Los tests empleados en el método de Arellano y Bond (1991) pueden ser empleados para el estimador GMM – system. A su vez, se puede implementar un test para la validez de las condiciones de momentos en niveles que son utilizadas, el cual es obtenido como la diferencia entre los estadísticos del test de Sargan del estimador GMM – system (Sar_s) y del estimador GMM en niveles (Sar_d):

$$\text{Diferencia de Sargan} = Sar_s - Sar_d$$

El cual es asintóticamente chi cuadrado con $ms - md$ grados de libertad bajo la hipótesis nula de que las condiciones de momentos en niveles son válidas, siendo mi el número de restricciones de momentos de cada método.

En síntesis, el estimador GMM-system es asintóticamente más eficiente que el estimador GMM-DIF, dado que utiliza momentos adicionales, los cuales soportan instrumentos extras³⁴, que permiten explotar de manera más eficiente la información contenida en el modelo y pueden tratar sistemas autorregresivos con correlación cercana a la unidad y una varianza creciente del término de error de efectos fijos respecto de la varianza de los shocks temporales.

A.3 Tests de Sobreidentificación y correlación serial de segundo orden

El test de Sargan se de sobreidentificación de las restricciones está dado por:

$$m = \Delta \hat{v}' W \left[\sum_{i=1}^N W_i' (\Delta \hat{v}_i) (\Delta \hat{v}_i)' W_i \right]^{-1} W' (\Delta \hat{v}) \sim \chi_p^2 - k - 1$$

donde p se refiere al número de columnas en W y $\Delta \hat{v}$ denota los residuos de la estimación en dos etapas dada en (11).

En cuanto al test de no correlación serial de segundo orden para los disturbios de la ecuación en primer diferencia, este test es de relativa importancia porque la consistencia del

³⁴ El requisito para la validez de las restricciones extras es que las variables usadas como instrumentos sean estacionarias, el uso de ratios entre 0 y 1 posibilita suponer que dichas variables sean estacionarias (en el sentido de que su media es finita), adicionalmente se supondrá que las autocovarianzas cumplen también este requisito.

estimador GMM recae sobre el hecho de que $E[\Delta v_{it} \Delta v_{i,t-2}] = 0$. Dicho estadístico toma la forma:

$$m_2 = \frac{\hat{v}_{-2}' \hat{v}_*}{\hat{v}^{1/2}} \tilde{a}N(0,1), \text{ con } \hat{v}_{-2} \text{ el vector de residuos rezagado dos veces y } \hat{v}_* \text{ es un vector de } v \text{ ordenado con } v_{-2} \text{ para cada } X.^{35}$$

A.4 Modelos con variables exógenas

El modelo de Arellano y Bond (1991) es fácilmente extendible cuando se incorporan variables exógenas, bajo el supuesto de que x'_{it} están correlacionadas con μ_i . Bajo este contexto la forma de la matriz de instrumentos dependerá de cuando las variables sean predeterminadas o estrictamente exógenas. si los regresores son predeterminados, en el sentido de que $E(x_{it} v_{is}) \neq 0$ con $s < t$ y cero de otra manera, luego sólo $[x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{i,s-1}]$ son válidos instrumentos para la ecuación diferenciada en el período s . Luego la matriz de instrumentos para cada individuo es $W_i = \text{diag}(y_{i1} \dots y_{is}, x'_{i1} \dots x'_{i,s+1})$, ($s = 1, \dots, T - 2$) si x'_{it} son estrictamente exógenos, tal que $E(x_{it} v_{is}) = 0$ para todo t, s , luego todos los x_{it} son instrumentos válidos y W_i toma la forma de $W_i = \text{diag}(y_{i1} \dots y_{is}, x'_{i1} \dots x'_{iT})$, ($s = 1, \dots, T - 2$). De todas formas, x'_{it} puede incluir una combinación de ambas. Entonces los estimadores en una y dos etapas pueden ser obtenidos de:

$$\begin{pmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = [(\Delta y_{-1} \Delta X)' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{-1} \Delta X)]^{-1} \times [(\Delta y_{-1} \Delta X)' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y)] \quad (A1)$$

Donde ΔX es una matriz $N(T-2) \times k$ cuyas filas están formadas por Δx_{it} .

En cambio si la x'_{it} no están correlacionadas con μ_i , el tratamiento es algo diferente. Sea x_{1it} las x_{it} que no están correlacionados con μ_i , y x_{2it} a las que si lo están. Para el primer grupo de variables, Arellano y Bond (1991) ponen T restricciones adicionales para el caso variables predeterminadas, es decir, $E(u_{i2} x_{1i1}) = 0$ y $E(u_{it} x_{1it}) = 0$ para $t = 2, \dots, T$. El resto de las restricciones adicionales de las ecuaciones en niveles son redundantes dado que ya han sido explotadas en las ecuaciones en primer diferencias. Definiendo $u_i = (u_{i2}, \dots, u_{iT})'$ y $v_i^+ = (\Delta v_i', u_i')$. Entonces $v^+ = (v_1^+, \dots, v_N^+)'$ es igual a $v^+ = y^+ - y_{-1}^+ \delta - X^+ \beta$, la matriz óptima de instrumentos es $W_i^+ = \text{diag}(W_i, [x'_{i1}, x'_{i2}], x'_{i3}, \dots, x'_{iT})$, con W_i definida como en el párrafo anterior.

Si x_{1it} es estrictamente exógena, entonces las observaciones de todos los períodos son válidos instrumentos en las ecuaciones en niveles. Sin embargo, sólo se necesita T restricciones adicionales, las cuales se expresan como $E(\sum_{s=1}^T x_{1it} u_{is} / T) = 0$.

A.5 Paneles no balanceados

³⁵ Ver la construcción de \hat{V} en Arellano y Bond (1991) página 282.

Una situación adicional se da por la particularidad de los datos, que con el fin de maximizar la información disponible e incluir la mayor cantidad de empresas por país, el panel construido se caracteriza por ser no balanceado, es decir, el número de periodos consecutivos disponibles varía de empresa a empresa en los cuales las observaciones corresponden. Excepto por algunos arreglos en el método de estimación, no existen cambios fundamentales en el método econométrico escogido. El supuesto esencial es que las observaciones están independientemente distribuidas y que las subsecuentes adiciones y supresiones toman lugar en forma aleatoria. De hecho, Arellano y Bond (1991) explican que con cambios menores, los valores faltantes de y_i son reemplazados por ceros y la matriz usada para estimar los parámetros es ponderada por el número de periodos que contiene cada empresa reemplazando la matriz cuadrada G por la matriz de varianzas y covarianzas de cada empresa $(\Delta v_i)(\Delta v_i)'$, en este caso las dimensiones de las matrices para cada empresa son distintas dependiendo del número de periodos disponible.

A.6 Errores estándar robustos

El estimador robusto para la varianza de los coeficientes estimados en la primer etapa esta dado por:

$$\hat{V}_{1r}(\hat{\beta}) = M_1^{-1} \left(\sum_i Z_i' W_i \right) A_i A_2^{-1} A_1 \left(\sum_i W_i' Z_i \right) M_1^{-1} \quad (A2)$$

Donde $\hat{\beta}$ son los coeficientes estimados, Z_i es la matriz de regresores transformada, y M_i , A_1 y A_2 son definidas de la siguiente manera:

$$M_1 = \left(\sum_i Z_i' W_i \right) A_i \left(\sum_i W_i' Z_i \right)$$

$$A_1 = \sum_{i=1}^N W_i' G_i W_i$$

$$A_2 = \sum_{i=1}^N W_i' \hat{v}_i \hat{v}_i' W_i$$

El estimador robusto para la segunda etapa es:

$$\hat{V}_{2r}(\hat{\beta}) = M_2^{-1} \quad (A2)$$

A.7 Sesgo de sobreidentificación cuando T es relativamente grande respecto al tamaño de N .

En no todos los casos es posible usar la historia completa de las series como instrumentos. Como explican Doornik, Arellano y Bond (2002), para un tamaño muestral de corte transversal dado (N), el uso de demasiados instrumentos puede resultar en un sesgo de sobreidentificación por muestra pequeña. Cuando la sobreidentificación resulta de un número de periodos (T) que comienza a ser relativamente grande respecto al número de individuos (N), y no existen regresores endógenos presentes, los estimadores GMM en niveles son sesgados hacia el estimador within, lo cual no es serio ya que el estimador within es consistente con variables predeterminadas a medida que T se vuelve grande³⁶. Sin embargo, en modelos con regresores endógenos, usar demasiados instrumentos puede resultar en estimadores seriamente sesgados.

³⁶ Este hecho es explicado en forma más detallada en Alvarez y Arellano (1998).

En la práctica esta posibilidad puede ser investigada comparando los coeficientes de GMM y con los de within.

Teniendo en cuenta este problema, se optó por tomar un número de restricciones de momentos que no superen sustancialmente a N . De esta forma, sólo para la variable dependiente si se usaran el total de instrumentos disponibles se tendrían 595 instrumentos, número superior a las 237 firmas disponibles. Utilizando sólo los tres primeros rezagos disponibles para la variable dependiente, y tanto para el ratio deuda a largo plazo a pasivo total como para el ratio activo fijo sobre activo total se utilizó el primer rezago. De modo que se tiene 267 instrumentos para el estimador GMM – system.

