

" Determinando las causas de las corridas bancarias en Argentina durante 2001 "

George McCandless, Ma. Florencia Gabrielli y Ma. Josefina Rouillet*

*Gerencia de Investigaciones Económico-Financieras
Área de Economía y Finanzas*

Banco Central de la República Argentina

Junio, 2002

Resumen:

El objetivo del trabajo es identificar con evidencia empírica cuáles fueron los motivos por los que se generaron corridas bancarias en Argentina a lo largo de 2001. En la literatura existen básicamente dos teorías que tienden a explicar este tipo de comportamiento de los agentes. Si bien todavía la escasa evidencia empírica que existe no es demasiado concluyente al respecto, se pretende con este trabajo aportar algún elemento que ayude a aclarar la discusión que existe sobre este tema. Por un lado se argumenta que los retiros de depósitos de manera generalizada se originan a partir de shocks reales y asimetrías de información y tienen que ver con la insolvencia de los bancos. La otra postura se inclina por pensar que las corridas bancarias son profecías autocumplidas que se generan a partir de la iliquidez y de las expectativas de los depositantes.

A partir de información de panel sobre el sistema bancario argentino para el año 2001, con una frecuencia mensual, se pretende explicar la variación en los depósitos utilizando diferentes características de los bancos junto con algunas variables de la economía real. En efecto, trabajando con datos de panel y regresiones cross section para el período crítico posterior a la corrida de julio, se encontró que los fundamentals de los bancos (tasas, cartera irregular, préstamos, exposición al riesgo soberano, spread de ingresos financieros así como dummies diferenciando por tipo de banco), poseen coeficientes estadísticamente significativos, y con el signo esperado según la teoría. Estos resultados proveen evidencia para sugerir que los fundamentals importan a la hora de la determinación de la variación de los depósitos.

* Agradecemos la ayuda de Lorena Garegnani en la parte econométrica del trabajo, y los comentarios recibidos de los participantes del Seminario organizado por la Gerencia. Las opiniones expresadas en este trabajo corren exclusivamente a cuenta de los autores y no pretenden reflejar la opinión del Banco Central de la República Argentina. Lo mismo se aplica a los errores que se hayan cometido.

I- Introducción

Existen dos corrientes clásicas que explican las corridas bancarias. Friedman y Schwartz (1963) argumentan que los pánicos devienen principalmente de una pérdida de confianza en el sector bancario en su conjunto, originado por ejemplo en la caída de un banco grande, o de una pérdida de confianza en la moneda. En cualquiera de los casos, el pánico está focalizado en el sistema bancario y desencadena el retiro masivo de los depósitos, lo cual resulta en una importante contracción monetaria. En los modelos basados en esta teoría, se verifica una corrida con características de un equilibrio de Nash, donde todos los agentes económicos corren porque creen que el resto va a correr, de manera que la corrida termina siendo la estrategia óptima. En estos modelos, no se explica de qué manera se llega a una situación de corrida, es por esto que usualmente se les otorga el nombre de sunspot.

De acuerdo a la segunda corriente de pensamiento, Kindleberger (1978), las crisis son parte de un ciclo que afecta tanto al sector financiero de la economía como al sector real. Según esta teoría, la parte ascendente del ciclo se verifica cuando el sector financiero otorga abundante crédito al sector real, basándose en expectativas de un crecimiento futuro sostenido. Con el tiempo el sector financiero se torna altamente apalancado, y cuando se produce una reversión de la situación económica y los acreedores no pueden hacer frente a los pagos de los préstamos, se produce una crisis financiera al no tener los bancos reservas suficientes para enfrentar las pérdidas. En resumen, según esta corriente, lo que importa a la hora de explicar una corrida son los fundamentals de los bancos, los bancos que se corren son los insolventes.

Dentro del primer grupo de modelos, Diamond y Dybvig (1983) presentan un modelo en el cual las corridas bancarias son una respuesta racional a las creencias de los agentes racionales. En la medida que el consumidor cree que el banco no posee reservas necesarias para hacer frente a los retiros de depósitos de ese período, se produce la corrida. Como el modelo incorpora la idea de "*sequential servicing*", cualquier banco puede sufrir una corrida si los individuos piensan que los otros correrán ese banco, todos corren para asegurarse de no quedar últimos en la cola. En este modelo, bajo ciertas circunstancias, las corridas podrían evitarse mediante la introducción de un seguro de depósito o mediante la amenaza de suspensión parcial.

Contrariamente, en línea con la teoría que se basa en la solvencia de los bancos, varios modelos que utilizan la información asimétrica como supuesto, encuentran que los depositantes no retiran sus depósitos de los bancos debido a repentinas necesidades de recursos, sino que lo hacen porque temen que el banco quiebre. Gorton (1985) argumenta que los retornos de los bancos son inciertos. Los individuos mantienen sus depósitos siempre que el retorno esperado de los depósitos es mayor que el retorno de tener el dinero en efectivo. Con información completa, los depositantes conocerían si los retornos de los depósitos son inferiores a los del dinero. Si eso sucede, sacarían sus depósitos del banco, el cual quebraría. Si la información es incompleta, los consumidores reciben sólo una señal imperfecta sobre los retornos de los bancos, lo que puede derivar en una situación que implique el cierre de bancos

solventes mientras que sobreviven otros que con información completa no lo harían. La información es asimétrica ya que los bancos sí conocen sus retornos, mientras que los depositantes no, o al menos no la totalidad de ellos. En la medida que un shock real negativo afecte la percepción sobre la calidad de la cartera de préstamos de los bancos, se produce el pánico y la corrida.

Dentro de esta corriente existe evidencia empírica que sugiere que las corridas bancarias no son eventos aleatorios (*sunspots*) o que al menos no lo es la opción sobre a qué bancos se hará la corrida, Calomiris y Gorton (1991). Calomiris y Mason (1997) reveen el pánico bancario de Chicago de 1932 y argumentan que solamente los bancos más débiles, es decir los insolventes, sufrieron corridas. El estudio del Banco Central de la República Argentina realizado por D'Amato, Grubisic y Powell (1997) del efecto tequila de 1995 sugiere también que para Argentina, los bancos más débiles fueron los que sufrieron las corridas y se cerraron.

Catena y Mc Candless (2000) desarrollan un modelo del tipo de Diamond y Dybvig con *fundamentals* estocásticos sobre la condición de los bancos (retorno de los activos bancarios) que los depositantes observan de manera imperfecta. Ellos encuentran un equilibrio único en el espacio de *fundamentals*. Este modelo reúne las dos posturas de la literatura de corridas bancarias. Tanto la demanda de liquidez como los retornos a los activos juegan un rol explícito en la determinación de correr o no contra un banco. De esta manera, los autores muestran, como sugiere la evidencia histórica, que es más probable que los bancos cierren en períodos de una mayor demanda anticipada por liquidez.

Diamond y Rajan (2002) muestran que las caídas de los bancos pueden causar problemas de iliquidez y posiblemente llevar a caídas en cadena que provoquen el colapso total del sistema. El efecto contagio que se pueda dar, según los autores, no se debe a relaciones contractuales o de información entre los bancos, sino a que la caída de un banco podría llevar a la contracción del fondo común de liquidez. En este marco los autores proponen una secuencia robusta de intervención del gobierno para lo cual sugieren que hay un importante *trade-off* entre el costo del colapso del sistema y los costos asociados a una mala intervención. Para ello, analizan cómo interactúan los problemas de insolvencia y de iliquidez y cómo uno puede causar al otro. Ellos encuentran que la posibilidad de contagio de los problemas de los bancos, se da precisamente debido a la misma estructura de los bancos – ellos financian activos no líquidos con depósitos exigibles. Pero es esa estructura la que también les permite proveer liquidez. Por lo tanto ex -ante no hay solución clara para resolver este problema. Tampoco es del todo clara la forma de intervenir ex – post. Todo lo que se puede decir sin conocer con exactitud los parámetros es que la provisión de liquidez probablemente no empeore las cosas para el sistema bancario.

Trabajando con datos de panel para el período enero-noviembre de 2001 y regresiones cross section mensuales para el período crítico posterior a la corrida de julio, se encontró que: a) en todos los paneles por lo menos algún

fundamental de los bancos (tasas, cartera irregular, préstamos, exposición al riesgo soberano, spread de ingresos financieros así como dummies diferenciando por tipo de banco), posee coeficiente estadísticamente significativo y con el signo esperado según la teoría de solvencia; b) para los cross section mensuales, el resultado más interesante es que los *fundamentals* de los bancos son conjuntamente significativos en todos los meses. A su vez, se observan variaciones en los coeficientes y su significatividad individual, indicando que en los primeros meses los agentes diferenciaban a los bancos más débiles y luego cuando se agravó la crisis en noviembre, la corrida pasó a ser generalizada.

II- Descripción de la situación macro-financiera argentina en 2001

Después de casi 10 años de convertibilidad, dos años y medio de recesión y un año de gobierno con paulatino deterioro, la economía argentina comenzó el 2001 con incertidumbre creciente. Si bien el trabajo se concentra en los primeros once meses de 2001, es interesante analizar los eventos en perspectiva, motivo por el cual se realiza una breve descripción del período previo al de análisis.

Un poco de perspectiva

Los noventa comenzaron con 19 trimestres consecutivos de expansión económica hasta que el primer shock de la década (la devaluación mejicana de diciembre de 1994, conocida como efecto Tequila) dio lugar a una abrupta reversión de la tendencia del PIB. Luego de tres trimestres de recesión (definida a partir de las variaciones trimestrales desestacionalizadas consecutivas), el PIB cayó un $-5,7\%$ ($-7,6\%$ en términos anualizados).

Fueron necesarios entonces seis trimestres para recuperar el nivel de actividad del pico previo a la crisis. Las raíces financieras de la crisis permitieron que la salida de la recesión se diera relativamente rápido. A partir del cuarto trimestre posterior al shock, el cuarto trimestre de 1995, la economía volvió a crecer a una velocidad similar a la observada antes de la crisis ($7,4\%$ anual).

Esta nueva etapa de crecimiento se extendió por un período de 11 trimestres, hasta que un nuevo shock externo (devaluación y default ruso luego de la crisis asiática, más la devaluación brasileña) produjo una nueva y abrupta recesión, poniendo nuevamente en evidencia la notable vulnerabilidad de la economía argentina frente a los shocks de origen externo.

Después del colapso cambiario mejicano y de la crisis por contagio sufrida en el primer trimestre de 1995, Argentina decidió impulsar dos políticas preventivas para disminuir los riesgos de que una reversión de los flujos de capital fuera acompañada, como sucede en la mayoría de los casos, por una crisis bancaria de salida de depósitos, que alargaría y agravaría los efectos del shock externo. Por un lado, la política preventiva del BCRA, de altos capitales mínimos y requisitos de liquidez, persiguió el objetivo de hacer más líquido y solvente el sistema financiero. La misma fue complementada con una mejora sustancial de la calidad y frecuencia de la supervisión. A su vez, se dotó a la entidad monetaria con los recursos necesarios para actuar como prestamista de última instancia (el mayor déficit de los regímenes de tipo de cambio fijo y convertible), a través de la instrumentación de un programa de Repos contingentes firmado con bancos extranjeros.

Adicionalmente, para comprar previsibilidad, disminuir el contagio y evitar los riesgos de insolvencia, el sector público decidió cambiar la composición de su deuda, extendiendo la "maturity promedio" de las colocaciones de 4.5 años en 1993 y 1994 a 13.8 años en 1997 y 1998.

Sin embargo, ambas medidas no fueron suficientes para que la crisis Asia/Rusia/Brasil no produjera efectos devastadores en la economía argentina.

En efecto, durante la segunda crisis de los noventa, convergieron varios factores a escala global y regional con consecuencias reales considerables: a) notable desaceleración del crecimiento del producto y del volumen de comercio mundial, b) apreciación del dólar, c) fuerte caída de los términos del intercambio, d) devaluación exitosa del Real y, e) recesión en Brasil y otros países de la región.

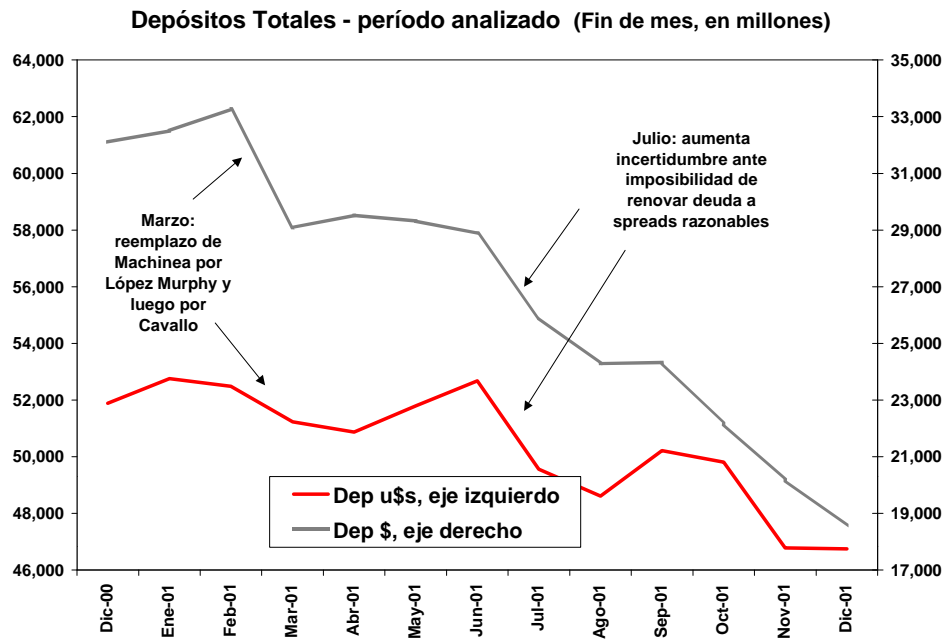
Como consecuencia de estos factores, Argentina entró en una profunda recesión que exhibe una dinámica totalmente distinta a la verificada durante la crisis del tequila, básicamente por las distintas raíces de las crisis. La crisis del Tequila fue una crisis inicialmente más profunda que la actual, en términos de la caída del PIB, pero de reversión mucho más rápida.

En este contexto, en diciembre de 1999 asume la Administración de De la Rúa. Lamentablemente, las medidas adoptadas en el flanco fiscal como las reformas estructurales emprendidas (reforma laboral, reforma del sistema de salud, reforma del régimen de la seguridad social, desregulación del mercado de telecomunicaciones), no fueron suficientes para disipar rápidamente la incertidumbre. José Luis Machinea, habiendo sido Presidente del Banco Central durante la hiperinflación de 1989, no logró recrear la confianza necesaria para que la economía diera un vuelco. Ya a mediados de 2000, las expectativas se tornaron fuertemente negativas, y la imposibilidad de retomar el crecimiento aumentaron las dudas sobre la sostenibilidad del perfil de la deuda argentina. La renuncia del Vicepresidente, desmejoró aún más la situación y debilitó notablemente al gobierno. El riesgo país mostró su primer suba significativa desde el comienzo del gobierno de De la Rúa.

A fines de 2000, el gobierno logra cerrar un programa, denominado “blindaje” para cubrir las necesidades financieras para el período 2001-2002, generando cierto alivio, de corto plazo, en los mercados financieros. Sin embargo, en unos pocos meses el riesgo país comenzó a incrementarse nuevamente (ver gráfico).

En 2001 el gobierno se enfrentaba con dos vencimientos de deuda importantes en abril y mayo. Ante la incredulidad del mercado y el no cumplimiento de las metas con el FMI para el primer trimestre, a principios de marzo, el Ministro de Economía renuncia y toma su lugar Ricardo López Murphy, quien, 20 días después y luego de un intento fallido de recorte del gasto (que hoy luce pequeño), fue a su vez reemplazado por Domingo Felipe Cavallo, quien había ocupado el mismo cargo durante la primera presidencia de Menem, conocido como el “padre” de la Convertibilidad.

Estos eventos tuvieron fuertes implicancias en términos de incertidumbre sobre la evolución de la política económica y el sistema financiero, las cuales se vieron reflejadas en una mini corrida bancaria, la primera del año, tal como se observa en el gráfico.

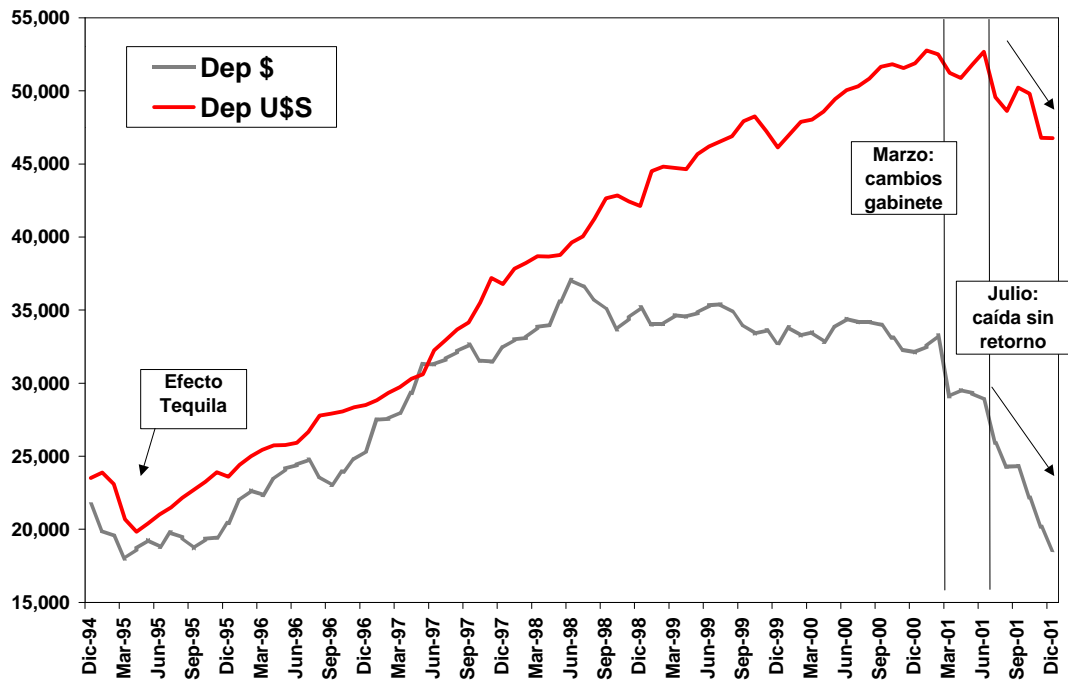


La primer señal negativa para los mercados, que no hizo más que incrementar la incertidumbre, fue el reemplazo del Presidente del Banco Central, Pedro Pou, por Roque MacCarone en abril.

En junio, la convertibilidad original había desaparecido. Mediante aprobación del Congreso Cavallo logró una ampliación de la Convertibilidad, la cual, al momento de verificarse la paridad dólar – euro, pasaría a ser una canasta mitad dólar mitad euro. Adicionalmente, se anunció un tipo de cambio preferencial para exportadores, un tipo de cambio dual.

A esto se sumó el hecho de que por primera vez no se logró hacer el roll-over de la deuda a un spread razonable. El deterioro en las expectativas fue generalizado, tanto externamente como internamente. El riesgo país sufrió un abrupto incremento, los rumores de renuncias (presidenciales, ministeriales) se sucedían, con un efecto directo en el sistema financiero: en julio se verificó la segunda corrida bancaria del año iniciando un proceso sin retorno hasta hoy (ver gráfico). Las medidas de política tomadas a partir de ese momento: déficit cero, recorte de salarios y pensiones, Megacanje no lograron recuperar la confianza, y el drenaje paulatino de depósitos, que luego se aceleró en noviembre. Esto dio lugar a la imposición de una restricción a las extracciones el 2 de diciembre de 2001, posteriormente denominado “corralito”. Es en este período que concentraremos nuestro análisis.

Depósitos Totales en perspectiva (fin de mes, en millones)



III- Las Variables

Antes de entrar estrictamente en el análisis de la metodología y de los datos, es necesario aclarar que, de ahora en más, período completo bajo análisis es el que comprende los 11 primeros meses de 2001 y período crítico el que comprende los meses de julio hasta noviembre de dicho año (en julio de 2001 se verifica la primera gran corrida). El mes de diciembre se excluyó del análisis debido a que la corrida se originó a fines de noviembre y en diciembre se implementaron una serie de restricciones en el Sistema Financiero cambiando entonces el régimen, con lo cual no se espera que el comportamiento de las variables sea comparable al del resto de la muestra.

Dado que el sistema financiero argentino en 2001 tenía la característica de ser un sistema bimonetario, con un alto grado de dolarización, es pertinente analizar la evolución de los depósitos en moneda nacional (pesos argentinos) por un lado y en dólares por otro. Por ello, se construyó en cada caso un modelo en pesos y otro en dólares.

Se circunscribió el análisis a los depósitos en plazo fijo dado que es de esperar que reflejen más fehacientemente la evolución de las expectativas, al no tener componentes estacionales tan marcados como los depósitos a la vista (que tienen un componente transaccional muy elevado). A su vez, se eligieron los plazos fijos a un mes ya que este es el plazo mínimo pero también el efectivamente utilizado por los agentes, con lo cual se revisaban las decisiones mes a mes.

A su vez, el estudio se concentra en el comportamiento de dicha variable para el Sector Privado, ya que el comportamiento de estos agentes difiere del verificado para el Sector Público, con lo cual no es recomendable mezclar la información.

Las variables explicativas utilizadas pueden ser clasificadas en dos grandes grupos. En primer lugar variables que para cada momento del tiempo afectan a todos los bancos de la misma forma, las que hemos llamado variables macro, y en segundo lugar variables que son específicas de cada banco y que por lo tanto varían tanto por individuo como así también a través del tiempo.

Las variables macro incluidas son la Variación intermensual ajustada por estacionalidad del Estimador Mensual Industrial (EMI) elaborado por el INDEC, como representante de la evolución del sector real de la economía, y el *Non deliverable forward* (NDF6) cotizado en Nueva York como proxy de las expectativas sobre la evolución del tipo de cambio (\$/U\$S) futuro a seis meses. El hecho de no incluir variables como la tasa interbancaria (call) tanto en pesos como en dólares, así como tampoco el riesgo soberano, que usualmente se observan en trabajos de este tipo, radica en que existe una alta correlación entre estas variables y el NDF (0.9 y 1.0 respectivamente).

En cuanto a las variables *fundamentals* de los bancos, las mismas provienen básicamente de datos de balance, salvo el caso de las tasas de interés. Adicionalmente se incluyeron variables dummy para diferenciar entre bancos

públicos, extranjeros, públicos privatizados y privados nacionales. La siguiente tabla resume brevemente las variables empleadas.

Todas las variables utilizadas son datos de fin de mes

Tabla 1: Descripción de los *fundamentals*

Dpfp	Variación porcentual intermensual de los depósitos plazo fijo sector privado en pesos.
Dpfd	Variación porcentual intermensual de los depósitos plazo fijo sector privado en dólares.
Titpreat	Títulos públicos y préstamos al S. Público como proporción de los activos totales.
Difcartirre	Variación porcentual intermensual en la cartera irregular.
tdpf30pe	Tasa de interés sobre depósitos a plazo fijo en pesos a 30 días, en tanto por ciento.
tdpf30do	Tasa de interés sobre depósitos a plazo fijo en dólares a 30 días, en tanto por ciento.
Spreading	Diferencia de los ingresos y egresos por intereses como proporción de los activos totales.
Exceso	Exceso de integración.
Prespe	Fracción de los préstamos en pesos sobre el total de préstamos.
Presdo	Fracción de los préstamos en dólares sobre el total de préstamos.
Calificacion	Calificación de cada banco realizada por el BCRA a junio 2001.
Dumpub	1 si el banco es público y 0 en otro caso
Dumext	1 si el banco es extranjero y 0 en otro caso
Dumpupri	1 si el banco es público privatizado y 0 en otro caso

La muestra de bancos contiene 51 bancos minoristas que estuvieron en actividad durante el período relevante. Dado que la técnica econométrica exige tener un panel balanceado y no se dispone de observaciones de las tasas de interés para algunos bancos en todos los meses de la muestra, para el caso de las regresiones de panel efectivamente entra información completa para 46 bancos. En el caso de las regresiones cross-section para el mes de julio de 2001 existen datos para 45 bancos y para el resto de los meses hay para 44 entidades.

IV- Metodología econométrica

El análisis de los datos se realizó en dos pasos. En primer lugar, se realizó un estudio sobre el período completo enero-noviembre, con datos de panel y a su vez se analizó por separado al período crítico, para ver los determinantes de la variación de los depósitos en plazo fijo del sector privado. Luego, se introdujo un análisis *cross-section* mes a mes, del período crítico, de manera de ver qué variables fueron significativas en cada mes.

En la primera parte de la sección siguiente, al contar con un panel dinámico (se incluyó el primer y segundo rezago de la variable dependiente para el caso del modelo en pesos, y hasta el tercer rezago para el modelo en dólares), se utilizó la técnica de Arellano-Bond con variables instrumentales. Como se menciona más arriba, se eligieron dos horizontes para correr los diferentes modelos. Primeramente se consideró el período completo bajo análisis para luego focalizar el estudio en los meses que siguieron a la corrida de julio, denominado período crítico.

Para la selección del método de estimación se consideraron tres aspectos. Por un lado, cuestiones propias de los datos. Debido a la disponibilidad de datos en forma mensual de panel se debe posibilitar la presencia de factores no observables por banco.

En segundo lugar, deben considerarse particularidades de la variable dependiente. La performance de los depósitos posee una naturaleza dinámicamente cíclica, motivo por el cual la metodología debe permitir un comportamiento inercial de dicha variable. Un tercer elemento -frecuentemente no considerado en los trabajos empíricos y altamente importante- es el denominado “reverse causality”. Es decir, como alguna/s de las variables explicativas se determinan probablemente en forma conjunta con la variable dependiente (los depósitos a plazo fijo), se debe controlar la endogeneidad de las variables explicativas.

Considerando estos aspectos, el estimador apropiado a utilizar es el Generalized Method of Moments (GMM) para modelos dinámicos con datos de panel propuesto por Arellano y Bond (1991), ya que permite controlar los efectos no observados por banco y la potencial endogeneidad de las variables explicativas.

Para esto toma la primera diferencia de un modelo dinámico con k rezagos de la variable explicada como regresor. A través de la primera diferencia se elimina el efecto específico por banco, pero se produce por construcción una correlación entre la diferencia de la variable dependiente rezagada y la diferencia del término de error. Para solucionar esto, Arellano y Bond proponen el uso de rezagos de las variables explicativas en niveles -incluyendo los rezagos de la variable dependiente- como instrumentos.

El estimador GMM obtenido será consistente si los rezagos de las variables explicativas en niveles son instrumentos válidos para las variables explicativas en diferencias. Esto ocurrirá si el término de error no posee correlación serial y las variables explicativas son débilmente exógenas, lo cual se evalúa mediante un test de correlación serial de segundo orden y un test Sargan de sobreidentificación de restricciones respectivamente. Con este test se evalúa conjuntamente la especificación del modelo así como también la validez de los instrumentos.

En la segunda parte de la sección V se realizaron las regresiones *cross-section* utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), con la precaución de obtener estimaciones robustas de los desvíos estándar¹, de manera de corregir por posibles problemas heterocedasticidad. En todos los casos (depósitos en pesos y en dólares) los test de bondad del ajuste indican que cada modelo estimado está bien especificado y que las estimaciones de los coeficientes son robustas, como se puede ver en la Tabla 6 para el caso de depósitos en moneda nacional y en la Tabla 7 para las regresiones correspondientes a la variación de los depósitos en dólares que se muestran en la siguiente sección.

¹ Los estimadores máximos verosímiles, básicamente no difieren de los que se obtienen de regresiones lineales cuando éstos provienen de estimaciones robustas de sus desvíos estándar (STATA 5, Data Management Reference P-Z, pág. 155).

V- Interpretación de las regresiones

Regresiones con el panel dinámico

En las tablas 2 y 4 se volcaron los resultados obtenidos al contemplar los once primeros meses de 2001 para el caso de depósitos en pesos y dólares respectivamente. En las tablas 3 y 5 se muestran los resultados correspondientes al período crítico en pesos y en dólares.

Antes de continuar, vale la pena aclarar que, realizado el Test de Sargan anteriormente comentado, y dados los grados de libertad de los modelos, la χ^2 arroja un valor muy pequeño de manera que para todos los casos el test de Sargan rechaza con probabilidad cercana a 1 la hipótesis nula que establece que el modelo está mal especificado.

A su vez, con relación a la autocorrelación residual, como el modelo está en diferencias, se debe verificar que la hipótesis de ausencia autocorrelación de segundo orden no se rechace, hecho que se verifica en todos los períodos y muestras analizadas. De esta manera, habiendo comprobado la validez de los modelos se procede al análisis de los mismos.

Para el período completo (ver tabla 2 siguiente), y en el caso del modelo para depósitos a plazo fijo en pesos, el segundo rezago de la variable dependiente es significativo al 1%, mientras que el primer rezago es significativo solamente al 10%. Ambos coeficientes muestran signo negativo.

Con respecto a las variables macro consideradas, comunes para todos los bancos, ambas son individualmente significativas. Las expectativas de devaluación del peso, medidas por el NDF, cuyo coeficiente es negativo, indica que a medida que la incertidumbre sobre la evolución futura del tipo de cambio (\$/u\$s) aumenta, los depósitos en plazo fijo en pesos decrecen. En este caso, el efecto es contemporáneo y significativo al 5%. Paralelamente, la variable que se usa como representativa de la evolución real de la economía, la variación desestacionalizada del Estimador Mensual Industrial, es significativa al 1% y su coeficiente es positivo y más que proporcional a la variación de los depósitos. En la medida que la economía crece, la bancarización aumenta, hecho que podría verse reflejado en un aumento de los depósitos en plazo fijo del Sector Privado. Contrariamente, de verificarse una desaceleración o recesión en la economía, tal como se observó durante 2001, es de esperarse que los depósitos muestren una variación negativa como la observada.

Con relación a las tasas de interés podría interpretarse que la misma, dado que se pacta para el período siguiente, es un indicador *forward looking*. Tanto el primer rezago como el segundo, afectan positivamente a la variación en los depósitos con coeficientes estadísticamente diferentes de cero a niveles tradicionales. El comportamiento de estas variables podría estar indicando, que la relación entre tasas y depósitos es la que predice la teoría en épocas normales, ya que cuando la relación se torna negativa podría estar indicando que el banco está en problemas, necesita atraer depósitos y los ahorristas

advierten esta situación. Por su parte, la tasa contemporánea no muestra significatividad individual, lo cual no debería sorprender ya que esta variable toma las tasas de fin de cada mes.

Tabla 2: Modelo con datos de panel para depósitos en pesos (Ene-Nov)

```

EN PESOS ENERO NOVIEMBRE
Arellano-Bond dynamic panel data      Number of obs   =      353
Group variable (i): codent             Number of groups =       46

                                         Wald chi2(17)   =    126.96

Time variable (t): fecha               min number of obs =       2
                                         max number of obs =       8
                                         mean number of obs =  7.673913

```

One-step results

dpfp		Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dpfp	LD	-.1179504	.0710108	-1.66	0.097	-.257129	.0212281
	L2D	-.2333881	.0732573	-3.19	0.001	-.3769698	-.0898063
prespe	D1	.4692353	.2303351	2.04	0.042	.0177868	.9206838
	LD	.0703713	.2053384	0.34	0.732	-.3320845	.4728271
dpfdo	D1	-.4230027	.2587448	-1.63	0.102	-.9301332	.0841278
	LD	.3305971	.1954869	1.69	0.091	-.0525501	.7137443
tpf30pe	D1	.0004369	.0031063	0.14	0.888	-.0056513	.0065251
	LD	.0128311	.0039534	3.25	0.001	.0050826	.0205797
	L2D	.0065083	.0028738	2.26	0.024	.0008757	.0121409
ndf6	D1	-.278383	.1246052	-2.23	0.025	-.5226047	-.0341613
spreading	LD	13.79081	3.460131	3.99	0.000	7.009073	20.57254
varemisi	L2D	3.578238	.9838777	3.64	0.000	1.649873	5.506603
difcartirre	L2D	-6.53e-06	.0000115	-0.57	0.571	-.0000291	.000016
titpreat	L2D	.1904541	.2812324	0.68	0.498	-.3607513	.7416594
dumpub		.0211659	.0153251	1.38	0.167	-.0088707	.0512025
dumext		.0056938	.0180578	0.32	0.753	-.0296989	.0410865
dumpupri		.0237868	.012051	1.97	0.048	.0001673	.0474062
_cons		-.0255398	.014019	-1.82	0.068	-.0530165	.001937

Two step results

Sargan test of over-identifying restrictions:
chi2(62) = 34.51 Prob > chi2 = 0.9982

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

H0: no autocorrelation z = -3.20 Pr > z = 0.0014

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

H0: no autocorrelation z = 0.08 Pr > z = 0.9356

Otra de las variables significativas es el spread entre ingresos y egresos por intereses de los bancos. Como es de esperar, el signo del coeficiente es positivo y también es mayor que 1, indicando que en la medida que aumenta la diferencia entre ingresos y egresos, el banco es percibido como más solvente y consecuentemente aumentan los depósitos más que proporcionalmente.

La cartera de préstamos en pesos como proporción del total de la cartera de préstamos muestra un efecto contemporáneo positivo y significativo al 5%. Esto podría ser evidencia de que los agentes se preocupan por el efecto de un variación en el tipo de cambio. En la medida que la cartera en pesos aumenta, esto indica un riesgo cambiario menor para el banco (con relación a tener mayor proporción de préstamos a cobrar en dólares), y consecuentemente la probabilidad de devolución de los depósitos en pesos es percibida como mayor.

Por último, es interesante notar que la evolución de los depósitos es distinta para el caso de los bancos públicos privatizados, a juzgar por la significatividad de la dummy que diferencia a este grupo de bancos. La caída de los depósitos en estos bancos fue menor a la promedio.

El primer rezago de los préstamos, la tasa de interés contemporánea, el segundo rezago de la variación en la cartera irregular y de títulos públicos junto con las dummies que identifican a bancos públicos y a los extranjeros, que son variables específicas para cada banco, no resultaron ser individualmente significativas a los niveles tradicionales de significatividad.

No sorprende el hecho de que, en la submuestra para el período de crisis (ver Tabla 3) que comienza con la corrida de julio, las dos variables macro consideradas dejan de ser significativas a niveles convencionales. Dado que se cuenta solamente con cinco observaciones por variable, difícilmente se encuentre alguna significatividad.

Las variables que aparecen como determinantes de la variación de los depósitos en este período son los rezagos de la variable dependiente, el primer rezago de los préstamos en pesos, los rezagos de la tasa de interés y el spread de ingresos netos. Es interesante notar que en el período crítico parecen ser más importantes los fundamentals de los bancos, lo cual no debería ser sorprendente ya que lo que esto podría estar indicando es que en este período lo que más se monitorean son aquellas variables relacionadas con la solvencia de los bancos, hecho que estaría a favor de aceptar la hipótesis de la teoría de la información asimétrica. Por otra parte, las variables en su conjunto, explican la evolución o la variabilidad de la variable dependiente.

Tabla 3: Modelo con datos de panel para depósitos en pesos (Jul-Nov)

```

EN PESOS JULIO NOVIEMBRE
Arellano-Bond dynamic panel data      Number of obs   =      216
Group variable (i): codent             Number of groups =       45

                                         Wald chi2(17)   =    101.43

Time variable (t): fecha               min number of obs =      1
                                         max number of obs =      5
                                         mean number of obs =    4.8
  
```

One-step results

dppf		Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dppf	LD	-.2450434	.1162513	-2.11	0.035	-.4728918	-.017195
	L2D	-.180754	.0911656	-1.98	0.047	-.3594353	-.0020727
prespe	D1	.0550794	.2053449	0.27	0.789	-.3473893	.4575481
	LD	.8693601	.322719	2.69	0.007	.2368425	1.501878
dppfdo	D1	.0023198	.260611	0.01	0.993	-.5084684	.5131081
	LD	-.0856912	.3155244	-0.27	0.786	-.7041077	.5327254
tpf30pe	D1	-.0011744	.0039411	-0.30	0.766	-.0088988	.00655
	LD	.016156	.0078687	2.05	0.040	.0007337	.0315784
	L2D	.015128	.0057643	2.62	0.009	.0038301	.0264259
ndf6	D1	-.1411762	.1048372	-1.35	0.178	-.3466533	.064301
spreading	LD	12.64484	4.063914	3.11	0.002	4.679716	20.60997
varemissi	L2D	1.410832	3.266629	0.43	0.666	-4.991644	7.813308
difcartirre	L2D	3.68e-07	.0000113	0.03	0.974	-.0000219	.0000226
titpreat	L2D	.0325008	.5537981	0.06	0.953	-1.052924	1.117925
dumpub		.0317086	.0237615	1.33	0.182	-.0148631	.0782803
dumext		-.0125796	.032073	-0.39	0.695	-.0754415	.0502822
dumpupri		.0283963	.0319409	0.89	0.374	-.0342067	.0909994
_cons		-.0714586	.0328483	-2.18	0.030	-.1358401	-.0070771

Two-step results

```

Sargan test of over-identifying restrictions:
      chi2(61) =    31.37      Prob > chi2 = 0.9994
  
```

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

H0: no autocorrelation z = -1.59 Pr > z = 0.1129

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

H0: no autocorrelation z = -1.39 Pr > z = 0.1645

Para el caso de la muestra en dólares (tabla 4), es interesante notar que, a diferencia del modelo en pesos, las variables macro, indicativas del estado de la economía, no son significativas a niveles convencionales ni en la muestra completa ni en la submuestra julio-noviembre. Esto se puede explicar si se tiene en cuenta que uno de los mayores riesgos percibidos a nivel macro era el cambiario, y para los depósitos en dólares éste pierde relevancia.

Tabla 4: Modelo con datos de panel para depósitos en dólares (Ene-Nov)

MODELO EN DOLARES ENERO NOVIEMBRE

```

Arellano-Bond dynamic panel data      Number of obs   =      307
Group variable (i): codent             Number of groups =      46

                                         Wald chi2(18)   =     409.70

Time variable (t): fecha                min number of obs =      1
                                         max number of obs =      7
                                         mean number of obs =  6.673913
    
```

One-step results

dpfdo		Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dpfdo							
	LD	-.3528792	.1300695	-2.71	0.007	-.6078107	-.0979477
	L2D	-.4304476	.1766528	-2.44	0.015	-.7766807	-.0842144
	L3D	-.334827	.1326336	-2.52	0.012	-.594784	-.07487
dpfp							
	D1	.0058628	.0835696	0.07	0.944	-.1579306	.1696563
	LD	.0921737	.0392377	2.35	0.019	.0152692	.1690781
presdo							
	D1	-.1942898	.1545412	-1.26	0.209	-.497185	.1086053
	LD	-.0375671	.1223382	-0.31	0.759	-.2773457	.2022114
tpf30do							
	D1	-.0093606	.0033815	-2.77	0.006	-.0159881	-.0027331
	LD	.0114574	.0063878	1.79	0.073	-.0010624	.0239773
	L2D	.0027311	.0062581	0.44	0.663	-.0095346	.0149969
ndf6							
	D1	-.16879	.1088009	-1.55	0.121	-.3820358	.0444558
spreading							
	LD	3.544784	1.0687	3.32	0.001	1.45017	5.639398
varemsi							
	L2D	.0741932	.6091509	0.12	0.903	-1.119721	1.268107
exceso							
	L2D	-1.45e-08	1.13e-07	-0.13	0.898	-2.36e-07	2.07e-07
difcartirre							
	L2D	.0000225	8.49e-06	2.66	0.008	5.91e-06	.0000392
dumpub							
		.0076554	.0093619	0.82	0.414	-.0106935	.0260044
dumext							
		.0082274	.0114543	0.72	0.473	-.0142225	.0306774
dumpupri							
		.0265161	.022181	1.20	0.232	-.0169579	.0699902
_cons							
		-.0114581	.0157072	-0.73	0.466	-.0422436	.0193275

Two-step results

```

Sargan test of over-identifying restrictions:
      chi2(59) =    33.19      Prob > chi2 = 0.9973
    
```

```

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:
      H0: no autocorrelation      z = -2.95      Pr > z = 0.0032
Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:
      H0: no autocorrelation      z = -0.51      Pr > z = 0.6095
    
```

A su vez, en este caso, y a diferencia de lo obtenido para la muestra en pesos, la variación de los depósitos en la moneda alternativa (dpfp) es significativa al 5% y su signo indica que existe una relación positiva entre ambas variables. El tamaño del coeficiente indica que los depósitos en dólares, varían menos que proporcionalmente con relación a la variación de sus pares en pesos. Esto podría interpretarse como que se habría registrado un efecto sustitución entre monedas, ya que, si bien la pérdida de confianza recaía en la economía en su

conjunto y el sistema financiero en particular, y esto se reflejaba en una caída en ambos tipos de depósitos, la caída en los denominados en dólares es sustancialmente menor a la verificada en los denominados en moneda local.

Para el caso de la tasa de interés, tanto la variable contemporánea como el primer rezago muestran significatividad en el sentido tradicional. Dado que los coeficientes son similares y alternan el signo, el resultado podría estar indicando que los bancos que más rápido suben la tasa de interés, son aquellos que pierden más depósitos en dólares. Por otra parte, que la variable contemporánea tenga signo negativo, a diferencia de en el caso de los depósitos en pesos, podría indicar que para los depositantes un aumento en la tasa de interés en dólares significa, en lugar de mayor rentabilidad, mayor riesgo. Por último, el spread entre ingresos y gastos y el cambio en la cartera irregular de cada banco son estadísticamente significativas para explicar los movimientos en los depósitos a plazo fijo en dólares.

Para el caso de la submuestra julio-noviembre (tabla 5), no se advierten cambios sustanciales con respecto al período completo. Las variables significativas son básicamente las mismas, a excepción de la tasa de interés contemporánea que deja de ser un determinante mientras que se suma la dummy que diferencia los bancos públicos. Esto podría estar indicando que el cambio de percepción sólo se verificó en el caso de los depósitos en pesos, no así en dólares.

Un último comentario, nótese que la variable que diferencia a los bancos públicos aparece con signo positivo y significativo. Esto podría interpretarse como que el hecho de que un banco sea público es percibido como cierto seguro de depósito, ya que se considera que finalmente el gobierno correrá en su ayuda de verificarse una crisis.

Tabla 5: Modelo con datos de panel para depósitos en dólares (Jul-Nov)

MODELO EN DOLARES JULIO NOVIEMBRE

```

Arellano-Bond dynamic panel data      Number of obs   =      216
Group variable (i): codent            Number of groups =      45

                                         Wald chi2(18)   =    1003.90

Time variable (t): fecha              min number of obs =      1
                                         max number of obs =      5
                                         mean number of obs =     4.8
    
```

One-step results

		Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dpfdo							
	LD	-.4492294	.0740841	-6.06	0.000	-.5944315	-.3040273
	L2D	-.4806182	.1231247	-3.90	0.000	-.7219383	-.2392982
	L3D	-.4152976	.0937355	-4.43	0.000	-.5990159	-.2315794
dpfp							
	D1	.0194647	.0722443	0.27	0.788	-.1221315	.1610609
	LD	.1238508	.0398222	3.11	0.002	.0458007	.2019009
presdo							
	D1	-.229405	.192035	-1.19	0.232	-.6057868	.1469767
	LD	.2350227	.1432427	1.64	0.101	-.0457278	.5157733
tpf30do							
	D1	-.006792	.0044459	-1.53	0.127	-.0155058	.0019218
	LD	.0090548	.0046258	1.96	0.050	-.0000117	.0181212
	L2D	.0034277	.0061405	0.56	0.577	-.0086075	.0154629
ndf6							
	D1	-.1157338	.0978426	-1.18	0.237	-.3075018	.0760342
spreading							
	LD	3.225094	.776076	4.16	0.000	1.704012	4.746175
varemisi							
	L2D	-1.429942	1.520634	-0.94	0.347	-4.410329	1.550445
exceso							
	L2D	6.31e-08	9.54e-08	0.66	0.508	-1.24e-07	2.50e-07
difcartirre							
	L2D	.0000218	.0000116	1.87	0.061	-1.04e-06	.0000446
dumext							
		.0084107	.0130664	0.64	0.520	-.0171989	.0340203
dumpupri							
		.0261938	.0201412	1.30	0.193	-.0132823	.0656698
dumpub							
		.0300357	.0146431	2.05	0.040	.0013356	.0587357
_cons							
		-.0261382	.0259882	-1.01	0.315	-.0770742	.0247978

Two-step results

```

Sargan test of over-identifying restrictions:
      chi2(67) =    28.30      Prob > chi2 = 1.0000
    
```

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

H0: no autocorrelation z = -3.35 Pr > z = 0.0008

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

H0: no autocorrelation z = -0.77 Pr > z = 0.4385

Regresiones cross-section

En esta parte del trabajo se analizan los resultados obtenidos a través de estudio mes a mes del comportamiento de la variación de los depósitos en plazo fijo del sector privado, separadamente para los denominados en moneda nacional y extranjera. Se tomaron en consideración solamente los meses correspondientes al período “crítico”, que comienza con la corrida de julio, y dado que son datos cross-section, se excluyeron como variables explicativas a las variables macro.

Motiva este análisis, el hecho de que, al considerar la performance de las series en este período, se observan comportamientos bien diferenciados entre los distintos meses, hecho que podría estar sugiriendo que las variables relevantes no necesariamente son las mismas a lo largo de toda la muestra, lo cual permite hacer ciertas inferencias sobre la constatación empírica de las teorías alternativas en cuestión. Para un análisis detallado de los sucesos ocurridos en cada mes en particular, ver apéndice.

Los resultados para el modelo en pesos a través de los distintos meses del período crítico se resumen en la tabla siguiente.

Tabla 6: Modelos cross-section para depósitos en pesos

	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre
dppf L1	.0536064 (.1630544)	.3662269 (.2621475)	.3039361*** (.1095347)	-.2476716 (.1576919)	-.4104979** (.1654029)
dppf L2	.0304765 (.2037622)	-.0433009 (.1190601)	-.5626746*** (.1440208)	.0456063 (.1531078)	-.0691839 (.1085957)
tpf30pe L1	.0102681* (.0055613)	.0060413 (.0039326)	.0003773 (.0029586)	-.0060115 (.0037669)	.001001 (.0020747)
tpf30pe L2	-.0137029*** (.0045891)	.0009564 (.0034498)	-.003381 (.0026572)	.0035781 (.0028627)	-.0010609 (.0033862)
dppdo L1	-1.118095*** (.4066461)	.6939171*** (.0664661)	.0565074 (.2298042)	-.0748955 (.4208447)	.1570384 (.1988325)
dppdo L2	-.3772486 (.5774739)	1.318571* (.6977603)	-.2673702** (.1294586)	-.1603498 (.236953)	-.6688724** (.255853)
difcartirre L2	.1039288 (.1234723)	-8.21e-06 (.0000237)	-.5360253*** (.1572011)	-1.067663* (.5840676)	.2233962 (.4115703)
titpreat L2	.0679966 (.2398077)	-.1973861 (.2641507)	-.5529355*** (.2512445)	-.3738954 (.2441793)	-.0104405 (.2006904)
prespe L1	-.0449152 (.1580848)	.0105315 (.1116628)	.4402431** (.142362)	-.0645514 (.1351733)	-.0215409 (.0708469)
spreading L1	3.239083 (3.098072)	-2.287154 (4.219941)	-11.34014*** (6.71468)	7.95744*** (2.252425)	-4.636109 (4.197448)
calificacion	-.0010598 (.0024608)	-.0011478 (.003726)	-.004705 (.0031706)	-.0015019 (.0024481)	.0033129 (.0022751)
C	-.113892 (.0932922)	-.0230791 (.0896966)	.0062661 (.0986288)	.0420697 (.0873063)	-.1623664** (.0769615)
F (11, 32)	4.37(1)	107.09	5.79	7.79	2.03
Prob > F	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0583
R2	0.3255	0.6442	0.6126	0.6699	0.497

(1) En este caso es una F (11, 33)
Significatividad: * 10%, ** 5%, *** 1%

En primer lugar, el resultado más interesante es que en todos los meses los *fundamentals* de los bancos son conjuntamente significativos. En efecto, el test F, indicativo de la significatividad conjunta, las variables elegidas son significativas al 1%, con la excepción de noviembre, cuya significatividad es del 6%. Este resultado es contundente a la hora de determinar si los *fundamentals* importan para explicar la variación en los depósitos. En efecto, si bien como se comenta más adelante, los coeficientes y significatividad de cada variable individualmente varía de un mes a otro, la significatividad conjunta siempre se verifica.

En julio, a los niveles tradicionales de significatividad, resultan relevantes tan sólo los dos rezagos de la tasa de interés y la variación, rezagada, de los depósitos en dólares. Con respecto a la primera variable, dado que los coeficientes alternan el signo y son de magnitud similar, esto estaría indicando que lo que es relevante es la tasa de cambio de la tasa de interés y no su nivel. Y el efecto neto es positivo, es decir que en la medida que aumenta la tasa, aumentan los depósitos.

En agosto, la única variable estadísticamente distinta de cero es la variación de los depósitos en dólares, con sus dos rezagos. Los coeficientes son positivos, indicando que los agentes habrían reordenado su cartera de depósitos en pesos (entre bancos) de la misma manera que lo hicieron anteriormente para sus depósitos en dólares.

En ninguno de estos dos meses, se puede hablar de evidencia a favor de la teoría de solvencia, aunque ya en septiembre se observaría cierto cambio en la significatividad de los coeficientes de algunas variables.

En efecto, casi todas las variables relacionadas con los *fundamentals* de los bancos son estadísticamente significativas a los niveles tradicionales de confianza. En este sentido, es de esperarse que un banco débil muestre un deterioro en su cartera irregular, muestre un aumento de los títulos públicos en proporción a sus activos y verifique una caída en el spread ingresos-egresos financieros. Si el banco muestra este perfil, los depósitos tenderían a caer.

Claramente este mes la evidencia es, entonces, a favor de la teoría a la Kindleberger. Los signos de los coeficientes indican que ante un deterioro de la cartera irregular (que indicaría que la diferencia de cartera irregular es positiva) y un aumento de la exposición al riesgo soberano (al aumentar la proporción de títulos públicos), los depósitos en peso caen. A su vez, en septiembre, el componente autorregresivo denota que la diferencia es la que podría ser relevante, con un componente inercial positivo.

Para octubre, solo resultaron estadísticamente significativas la variación de la cartera irregular y el spread (que en este caso muestra una reversión en el signo y pasa a tener el signo esperado).

Por último, con respecto a noviembre, es interesante destacar que se torna significativa la constante, y presenta signo negativo, lo que puede interpretarse como que en promedio hay una corrida generalizada. Sin embargo, no se

puede discernir entre teorías, ya que se podría estar en presencia de un escenario donde todo el sistema es percibido como insolvente y por lo tanto se corre a todos los bancos o en uno donde se verifica un pánico (corrida por liquidez). Sin embargo existen razones (ex post) para pensar que el primer caso podría ser el que efectivamente se dio.

Para el caso de los depósitos en plazo fijo del sector privado en moneda extranjera, los resultados se muestran en la tabla siguiente.

Tabla 7: Modelos cross-section para depósitos en dólares

	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre
dpfdo L2	1.81611*** (.6014796)	.4562237** (.2107274)	-.1787967*** (.0490136)	.508473 (.3145838)	-.0731664 (.2122413)
dpfdo L3	-1.545296*** (.4884185)	.5206873** (.213695)	.0324407 (.2280876)	.2689394** (.1270662)	.0989518 (.1685226)
dpfdo L4	.5188582** (.2249929)	.0270076 (.2679782)	.1246656 (.1435387)	-.0034832 (.7881657)	.0415143 (.063064)
tpf30do L1	.0096694 (.0054275)	-.0021165 (.002049)	.0025745 (.0022139)	.0115576* (.0059327)	-.0003281 (.0011258)
tpf30do L3	-.0151064** (.0074439)	-.0074708 (.0073022)	-.0003891 (.0020382)	-.002647 (.0022682)	-.0010547 (.0029063)
spreading L1	4.101203 (3.243963)	2.165731 (1.275919)	2.397425 (1.307549)	3.324562*** (1.26044)	-.4797022 (1.587479)
exceso L2	-1.54e-06*** (5.87e-07)	-2.74e-07 (2.97e-07)	-3.27e-08 (4.63e-08)	-2.48e-08 (1.38e-07)	4.46e-08 (9.88e-08)
presdo L1	1.144868*** (.4399899)	-.2498428 (.2851853)	.0215764 (.0368499)	1.294738 (1.187372)	.0502264 (.1566966)
presdo L2	-1.038422** (.4654111)	.0178678 (.18499)	.0012907 (.1167957)	-1.394231 (1.204991)	.2848669 (.4904473)
presdo L3	-.187107** (.0866548)	.0736797 (.4047964)	-.0308362 (.0909993)	.2087347 (.235035)	-.2453249 (.4444415)
difcartirre L2	-.1084923 (.1264077)	2.11e-07 (.0000107)	.0517575 (.0513927)	.5116746 (.6479328)	.1355885 (.1916688)
dumpub	-.0462929 (.0604739)	.0700169 (.0433511)	.0323252 (.0218277)	.038527 (.0577295)	.0166312 (.0355975)
dumpupri	.0624495 (.0754202)	.0561105 (.0409589)	.0715931** (.0323424)	.0441552 (.0587449)	-.0004455 (.0316539)
dumext	-.0459588 (.0466662)	.0533701 (.0320253)	.0479504** (.0214506)	-.1070933 (.0865178)	.0024596 (.0292213)
C	.0587354 (.0989812)	.1090027 (.0801635)	-.0372714 (.046946)	-.144105 (.1017652)	-.10894* (.0552649)
F (14, 29)	2.21(1)	9.53	8.93(1)	19.24(2)	2.66
Prob > F	0.0338	0.0000	0.0000	0.0000	0.0128
R2	0.7904	0.5384	0.5871	0.5422	0.2158

(1) En este caso es una F (14, 30)

(2) En este caso es una F (14, 28)

Significatividad: * 10%, ** 5%, *** 1%

Para esta submuestra, y tal como se señaló para el caso de la variación de los depósitos en pesos, el resultado más interesante es que en todos los meses

los fundamentals de los bancos son conjuntamente significativos. En efecto, el test F, indicativo de la significatividad conjunta, las variables elegidas son significativas, en este caso en julio y noviembre al 5%, y el resto de los meses al 1%. Este resultado es contundente a la hora de determinar si los *fundamentals* importan para explicar la variación en los depósitos. En efecto, si bien como se comenta más adelante, los coeficientes y significatividad de cada variable individualmente varía de un mes a otro, la significatividad conjunta siempre se verifica.

A su vez, vale la pena destacar que en julio el componente inercial es importante (tres rezagos adquieren significatividad), denotando que para los depósitos en dólares la historia es importante.

Lo mismo sucede con los préstamos en dólares. Con respecto a la tasa de interés, es de esperarse que si el banco tiene problemas de solvencia, un aumento en la tasa no logre captar más depósitos. El coeficiente de la variable estaría a favor de aceptar esta teoría en julio.

En agosto, solo es significativo el componente inercial y en septiembre, se tornan estadísticamente relevantes las dummies que diferencian a los bancos públicos privatizados y a los extranjeros.

Con relación a octubre, el coeficiente correspondiente a la tasa de interés es positivo pero muy pequeño, con lo cual los bancos para atraer depósitos, deben aumentar fuertemente las tasas.

Es interesante notar que el resultado de noviembre es todavía más contundente que el observado para los depósitos en pesos, ya que en este caso la constante es lo único significativo (en pesos también entraba el rezago de la variable dependiente y la variación de los depósitos en dólares). Nuevamente, este resultado no permite distinguir ninguna teoría en particular, el ruido es tan grande que bien se podría estar en presencia de un pánico o de un deterioro con relación a la posición de solvencia de todos los bancos del sistema.

Breve análisis de la dinámica de los depósitos en plazo fijo

Por último, se realizó un análisis para determinar que es lo que indican los coeficientes de la variable dependiente. Para esto se calcularon las raíces de los polinomios característicos (implícitos).

En tal sentido, en la tabla 8 se puede apreciar que las raíces muestran, en todos los casos, un comportamiento cíclico convergente, como se esperaba a priori. El comportamiento cíclico se debe a la existencia de raíces complejas mientras que se puede afirmar que estos procesos son convergentes ya que la parte real de las raíces entra dentro del círculo unitario.

Tabla 8: Raíces de los polinomios de los depósitos

	raíz 1	raíz 2
dpfp		
enero-noviembre	$-0.059 + 0.4795i$	$-0.059 - 0.4795i$
julio-noviembre	$-0.1225 + 0.40715i$	$-0.1225 - 0.40715i$

	raíz 1	raíz 2	raíz 3
dpfdo			
enero-noviembre	$0.1178 + 0.7451i$	$0.1178 - 0.7451i$	-0.5884
julio-noviembre	$-0.1080 + 0.7827i$	$-0.1080 - 0.7827i$	-0.6652

VI- Conclusiones

En este trabajo se intentó explicar la variación en los depósitos a plazo fijo utilizando diferentes características de los bancos junto con algunas variables de la economía real, hecho que, de verificarse, podría considerarse evidencia a favor de la teoría que se basa en shocks reales para explicar la variación de los depósitos.

En efecto, trabajando con datos de panel y regresiones cross section para el período crítico posterior a la corrida de julio, se encontró que:

- a) En todos los paneles por lo menos algún *fundamental* de los bancos (tasas, cartera irregular, préstamos, exposición al riesgo soberano, spread de ingresos financieros así como dummies diferenciando por tipo de banco), posee coeficiente estadísticamente significativo y con el signo esperado según la teoría de solvencia;
- b) En las regresiones cross section mensuales, el resultado más interesante es que los *fundamentals* de los bancos son conjuntamente significativos en todos los meses. A su vez, se observan variaciones en los coeficientes y su significatividad individual, indicando que en los primeros meses los agentes diferenciaban a los bancos más débiles y luego cuando se agravó la crisis en noviembre, la corrida pasó a ser generalizada.

Con relación a las variables macro (EMI, NDF a seis meses), es interesante notar que parecerían ser más relevantes para la toma de decisiones en el caso de los depósitos a plazo fijo en pesos, donde el riesgo cambiario (estrictamente ligado a la performance de la economía) es relativamente mayor.

Según los resultados obtenidos y con respecto a la corrida generalizada de noviembre, que derivó en las restricciones al sector financiero impuestas a comienzos de diciembre, no queda claro su naturaleza, es decir, no se puede discernir entre teorías. En este mes, y teniendo en cuenta los resultados obtenidos a través de las regresiones cross section, se podría estar tanto en presencia de un escenario donde todo el sistema es percibido como insolvente y por lo tanto se corre a todos los bancos, como también en uno donde se verifica un pánico (corrida por liquidez). Estas conclusiones son válidas tanto para la muestra en pesos como para la de dólares. Sin embargo existen razones (con la evidencia ex post) para pensar que el primer caso (es decir que se corrió a todos los bancos porque todos eran percibidos como insolventes) podría ser el que efectivamente se dio.

VII- Referencias bibliográficas

- Arellano, M. y S. Bond (1991);** *“Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”*; Review of Economic Studies 58: 277-297.
- Baltagi, B. (1995),** *“Econometric Analysis fo Panel Data”*, John Wiley and Sons, Ltd.
- Blundell, R. and S. Bond (2000),** *“GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions”*, Econometric Reviews, 19, 321–40.
- Blundell, R., S. Bond and F. Windmeijer (2000),** *‘Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator’*, in B. Baltagi (ed.), Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics 15, Amsterdam: JAI Press, Elsevier Science.
- Bond, S., C. Bowsher and F. Windmeijer (2000),** *‘Criterion-based inference for GMM in autoregressive panel data models’*, IFS, mimeo.
- Calomiris, Charles and Gary Gorton (1991),** *“The Origins of Banking Panics: Models, Facts and Bank Regulation”*, in Glenn Hubbard (ed.) Financial Markets and Financial Crisis, Chicago (University of Chicago Press).
- Calomiris, Charles and Joseph Mason (1997),** *“Contagion and Bank Failures During the Great Depression: the June 1932 Chicago Banking Panic”*, American Economic Review, Vol. 87, pp. 863-83.
- Catena, Marcelo and George Mc Candless (2000),** *“Unique Equilibria in a Diamond-Dybvig Model”*, BCRA.
- D´Amato, Laura, Elena Grubisic y Andrew Powell (1997).** *“Contagion, Banks Fundamentals or Macroeconomic Shock? An empirical Analysis of the Argentine 1995 Banking Problems”*, BCRA.
- Diamond, Douglas W. and Philip Dybvig (1983),** *“Bank Runs, Deposit Insurance and liquidity”*, Journal of Political Economy, 91: 401-419.
- Freixas, X. and J.C. Rochet (1998),** *“Microeconomics of Banking”*. The MIT Press, Boston.
- Friedman, Milton and Anna J. Schawrtz, (1963),** *“A Monetary History of the United States, 1867-1960”*. Princeton University Press, Princeton.
- Gorton, Gary (1985),** *“Bank Suspension and Convertibility”*, Journal of Monetary Economics, Vol. 15, pp. 177-193.
- Kindleberger, Charles P. (1978).** *“Manias, Panics and Crashes”*, Basic Books, New York.

Maddala, G. (1983); *Limited dependent and Qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.

Apéndice

Bitácora de los principales eventos del 2001

- ✓ 18 dec '00: El país recibe ayuda financiera, liderada por el FMI, de U\$S 40,000 millones.
- ✓ Enero '01: La bolsa argentina sube 28% en el mes por las esperanzas de recuperación económica.
- ✓ 19 feb '01: La crisis financiera que estalla en Turquía contagia a los mercados emergentes, incluida Argentina.
- ✓ 2 mar '01: Machinea, en ese momento Ministro de Economía, renuncia.
- ✓ 4 mar '01: De la Rúa nombra a Ricardo López Murphy nuevo ministro de Economía, asegura que se cumplirán las metas pactadas con el FMI y reafirma el régimen de convertibilidad.
- ✓ 5 mar '01: Asume López Murphy. La bolsa sube 8,1%.
- ✓ 16 mar '01: El gobierno anuncia un nuevo plan económico que prevé un recorte en el gasto público por U\$S 1,962 millones en 2001 y por U\$S 2,485 millones en 2002, para combatir el déficit fiscal. Tres ministros y seis funcionarios presentan su renuncia en desacuerdo.
- ✓ 18 mar '01: De la Rúa convoca a un "acuerdo político nacional" y recibe una respuesta positiva del partido de Domingo Cavallo.
- ✓ 20 mar '01: De la Rúa confirma la renuncia de López Murphy a primera hora. Por la noche, nombra a Domingo Cavallo como ministro de Economía, el tercero en 19 días.
- ✓ 21 mar '01: Cavallo presenta su plan de reactivación económica, que incluye un impuesto a las transacciones financieras y promete crecimiento.
- ✓ 23 mar '01: El riesgo país argentino supera la barrera de los 1,000 puntos básicos.
- ✓ 29 mar '01: El Congreso otorga "superpoderes" a Cavallo para restablecer la economía.
- ✓ 2 abr '01: Argentina anuncia que superó en U\$S 1.000 millones la meta de déficit fiscal para el primer trimestre, acordada en U\$S 2,100 millones.
- ✓ 16 abr '01: El gobierno anuncia que planea un recorte de U\$S 300 millones en el gasto para cumplir un déficit fiscal anual acordado con el FMI en U\$S 6,500 millones.
- ✓ 24 may '01: El gobierno ofrece a los inversores canjear sus bonos Brady FRB, Bocones, eurobonos y Bontes por nuevos bonos globales con vencimiento en 2008, 2018 y 2031.
- ✓ 3 jun '01: Argentina anuncia que rescató bonos por U\$S 29,477 millones.
- ✓ 15 jun '01: Cavallo anuncia la aplicación del "factor de convergencia" para el comercio exterior que abarata las exportaciones y encarece las importaciones.
- ✓ 29 jun '01: Circulan rumores sobre una posible renuncia de Cavallo que son desmentidos oficialmente.
- ✓ 03 jul '01: Circulan rumores sobre una posible renuncia de De la Rúa que son desmentidos oficialmente.
- ✓ 10 jul '01: Cavallo anuncia que llevará a cero el déficit público mediante recortes en el gasto.
- ✓ 30 jul '01: El Senado, dominado por la oposición, aprueba una ley que estipula que el Estado no gastará más de lo que recauda. La medida incluye un recorte de 13 % en salarios y pensiones públicas de más de U\$S 500.
- ✓ 21 ago '01: El director gerente del FMI, Horst Koehler, recomienda que se amplíe en U\$S 8,000 millones la línea de crédito que el organismo mantiene con Argentina.
- ✓ 14 ago '01: La oposición peronista gana las elecciones legislativas en las que se renueva la totalidad del Senado y la mitad de la Cámara de Diputados.
- ✓ 16/17 oct '01: Standard & Poor's y Moody's advierten que podrían calificar a Argentina en situación de cese de pagos técnico si los tenedores de bonos pierden dinero en la reestructuración de deuda planeada por el gobierno.
- ✓ 30 oct '01: De la Rúa afirma que la participación en la reestructuración de la deuda será "voluntaria".
- ✓ 1 nov '01: Se inicia la reestructuración de la deuda pública. La operación comienza por un canje de bonos domésticos que luego se extendería a títulos internacionales.

- ✓ 7 nov '01: Las provincias oficialistas acuerdan con el gobierno un recorte en los fondos federales que éste les envía cada mes por distribución de impuestos; un elemento necesario para cumplir el plan de "déficit cero".
- ✓ 8 nov '01: Los gobernadores del peronismo se niegan a firmar el pacto de ajuste fiscal. De la Rúa y Cavallo viajan a Estados Unidos, donde el presidente se reúne con su par George W. Bush y el ministro con inversores.
- ✓ 14 nov '01: Los gobernadores peronistas de las provincias de Buenos Aires, Córdoba y Santa Fe firman finalmente un pacto fiscal.
- ✓ 18 nov '01: Cavallo regresa a Buenos Aires desde Ottawa, Canadá, sin el respaldo que buscaba del FMI a la reestructuración de la deuda pública.
- ✓ 26 nov '01: El BCRA dispone un máximo a las tasas de interés pagadas por depósitos bancarios para frenar una subida en los intereses.
- ✓ 30 nov '01: El riesgo país medido toca el récord de 3,490 puntos básicos en medio de una fuerte pérdida de depósitos y versiones de una inminente dolarización o confiscación de depósitos. El gobierno dice que recibió ofertas por unos U\$S 50,000 millones para canjear bonos en manos de inversores locales.
- ✓ 1 dic '01: El gobierno anuncia un plan por 90 días para frenar la caída de depósitos que incluye un límite semanal de U\$S 250 en retiros bancarios. Permite dolarizar los depósitos en pesos, restringe los envíos de divisas al exterior, veda los préstamos en pesos y fija que las operaciones financieras se realicen sólo con las tasas que se aplican a las transacciones en dólares.