



Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura

ISSN: 1315-3617

coyuntura@cantv.net

Universidad Central de Venezuela

Venezuela

Módica Milo, Antonina; Berroterán D., Marcos José; Aponte, José Félix
Títulos de deuda pública externa y su impacto en el tipo de cambio paralelo no oficial: caso
venezolano, periodo (2006-2009)
Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura, vol. XVIII, núm. 1, enero-julio, 2012, pp. 85-116
Universidad Central de Venezuela
Caracas, Venezuela

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=36424414005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

TÍTULOS DE DEUDA PÚBLICA EXTERNA Y SU IMPACTO EN EL TIPO DE CAMBIO PARALELO NO OFICIAL: CASO VENEZOLANO, PERIODO (2006-2009)

Antonina Módica Milo¹
Marcos José Berroterán D.²
José Félix Aponte³
UNIVERSIDAD DE ORIENTE

RESUMEN:

La economía venezolana se ve afectada significativamente por las distorsiones que se producen entre el tipo de cambio oficial y el tipo de cambio del mercado paralelo. En este trabajo de investigación, se emplea la técnica *Event Study* para evaluar las variaciones anormales en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial en torno a la fecha en que se produce el anuncio de los resultados de adjudicación de siete títulos de deuda externa, como mecanismo permuta, emitidos durante el periodo (2006-2009). Los resultados demuestran, de acuerdo al test de Corrado (1989), que existe suficiente evidencia para considerar la presencia de diferencias significativas, con un nivel de confianza del 95%. Se concluye que en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial se aprecia la moneda local respecto al dólar, sólo cuando a los inversionistas les resultan atractivos estos instrumentos como mecanismo permuta.

Palabras claves: Control de cambio, instrumentos permuta, apreciación y depreciación del tipo de cambio, tipo de cambio real, técnica Event Study.

INTRODUCCIÓN

Actualmente, en el contexto de la globalización, una de las doctrinas que cobra mayor importancia para comprender las relaciones comerciales entre los países, es el estudio de las finanzas internacionales. Gracias a los grandes avances tecnológicos iniciados en la década de los ochenta, la institucionalización y liberación de los mercados financieros, así como el libre mercado de divisas y los movimientos de capitales han cobrado cada día mayor relevancia.

Las restricciones en el tipo de cambio impuestas en una economía limitan el libre comercio y flujo de capitales entre los países, generando problemas no solo internos, sino que también afectan a otros países cuyas economías están relacionadas. Sin embargo, los sistemas de controles de cambio rígidos han sido utilizados por algunos países en el mundo para contrarrestar los desajustes es-

¹ antoninamodica@hotmail.com / ²marcosjber@hotmail.com / ³josefelixaponte@gmail.com

tructurales en sus economías, derivados de problemas graves en su balanza de pagos y caída vertiginosa en sus reservas internacionales. Para Maza (1992) y Toro (1996), un control de cambio representa una intervención oficial del mercado de divisas, de tal manera que los mecanismos normales de oferta y demanda quedan total o parcialmente fuera de operación y en su lugar se aplica una reglamentación administrativa sobre compra y venta de divisa, que implica generalmente un conjunto de restricciones.

Desde el 5 de febrero de 2003, Venezuela se encuentra bajo un sistema de control de cambio, que limita las relaciones internacionales por las restricciones en la adquisición de divisas, producto de la disminución significativa en las reservas internacionales (RI), en el producto interno bruto (PIB) y en un desequilibrio en la balanza comercial (BC); esta medida fue implementada por: las limitaciones en el crecimiento de la renta petrolera, la fuerte presión de la demanda de divisas derivadas del aumento en las importaciones, el aumento en la salida de capitales y remesas a familiares. Según el Banco Central de Venezuela (BCV), las RI pasaron de 20.471 millones de dólares en diciembre del año 2000 a 18.523 millones de dólares en diciembre del año 2001 hasta alcanzar el peligroso límite de 13.898 millones de dólares en enero del año 2003, lo que representa una caída importante del 32,11%. Las importaciones y exportaciones pasaron de 16.865 y 33.529 millones de dólares en el año 2000 a 10.483 y 27.230 millones de dólares en el año 2003 respectivamente; lo que significó una caída de las importaciones en un 37,84% y una disminución de las exportaciones de 18,79%. Por otra parte, según el Banco Mundial (BM) el PIB pasó de 117.147 millones de dólares en el año 2000 a 83.529 millones de dólares en el año 2003, representando una caída del 28,70%. Ante estas condiciones, la medida implementada por el Gobierno contempló establecer un tipo de cambio fijo de 1.600 Bs/US\$, bajo la figura administrativa de la Comisión de Administración de Divisas (CADIVI).

Es importante recordar que los hechos acaecidos en este momento histórico pueden verse reflejados en el pasado con las experiencias previas de tres sistemas de control de cambio vividas en la historia venezolana; tal es el caso, del primer control de cambio implementado en el segundo mandato del Presidente Rómulo Betancourt, el 8 de noviembre de 1960; en esta oportunidad el régimen tuvo una vigencia de poco más de 3 años. Casi dos décadas más tarde, el viernes 18 de febrero de 1983, conocido como "viernes negro", se implementó el segundo control de cambio bajo la presidencia de Luis Herrera Campins, administrado por el organismo creado para tal fin, bautizado como Régimen Cambiario de Divisas (RECADI); en esta oportunidad, el régimen tuvo una vigencia de 6 años. Posteriormente, el 27 de junio de 1994, el Presidente Rafael Caldera aplica el tercer control de cambio, bajo la administración de la oficina Técnica de Administración Cambiaria (OTAC), cuya vigencia fue de poco menos de dos

años. Cabe resaltar que todas estas experiencias sobre regímenes de control cambiario han sido justificadas bajo las mismas causas, principalmente, por una caída vertiginosa en las reservas internacionales y como mecanismos para estabilizar la balanza de pagos y evitar la fuga de capitales. Sin embargo, en todas ellas se desprende como aprendizaje que las consecuencias de mantener un control de cambio en el tiempo, superan la justificación de su razón de ser, generándose nuevos problemas estructurales en la economía; generándose mayor inflación, producto del aumento de los precios de los bienes y servicios.

Una de las desventajas de un sistema de control de cambio, donde la paridad permanece anclada por un periodo considerable, es la consecuente sobrevaluación de la moneda local. Esto incentiva las importaciones, y repercute en una pérdida importante de competitividad de los productos venezolanos en los mercados internacionales, implicando ello una disminución en el nivel de las exportaciones. En virtud de la dependencia petrolera de Venezuela, la sobrevaluación en el tipo de cambio sólo se podrá sostener en la medida en que la renta petrolera genere ingresos excedentes para la economía; sin embargo, ante una baja en los precios del petróleo será inevitable una devaluación de la moneda local para lograr sostener el gasto público.

En este sentido, según datos del BCV, las importaciones pasaron de 10.483 millones de dólares a finales del año 2003 a 38.613 millones de dólares a finales del año 2010 lo que representa un incremento del 268,34%. Por su parte, las exportaciones pasaron de 27.230 millones de dólares a finales del año 2003 a 65.786 millones de dólares a finales del 2010; de las cuales el 68,80% (2003) y 94,73% (2010) se corresponden con las exportaciones derivadas a la renta petrolera. Mientras que las exportaciones no petroleras han disminuido en un 59,19% pasando de 8.495,76 millones de dólares a finales del año 2003 a 3.466,92 millones de dólares a finales del 2010. Esto evidencia que, si bien los controles de cambio surgen para corregir problemas estructurales de la economía, su permanencia en el tiempo, suscita nuevos problemas, en especial en la balanza comercial, puesto que los productos importados se abaratan con respecto a los nacionales y las exportaciones no son competitivas a nivel internacional; lo que desincentiva el aparato productivo interno, generando desempleo e inflación como producto de la sobrevaluación de la moneda local y de la distorsión entre el tipo de cambio oficial y el real.

Es importante destacar que el incremento en las exportaciones petroleras en el periodo comprendido desde finales del año 2003 hasta finales de 2010 es debido, en gran medida, al diferencial en el precio del petróleo. Según Weekly Saudi Arabia Medium Spot Price FOB (Dollars per Barrel), el precio del barril a finales de 2003 fue de 26,10 dólares, mientras que el precio a finales del año

2010 fue de 89,67 dólares, lo que representa un incremento en el precio del barril de petróleo de un 243,56%. **Este diferencial en el precio del barril de petróleo explica buena parte del incremento en las exportaciones petroleras durante el periodo (2003-2010).**

En todas las experiencias vividas en el mundo sobre los regímenes de controles de cambio (China, Cuba, Fiji, Libia, Malasia, Myanmar, Namibia, Nigeria, Corea del Norte, Túnez, Zimbabue, Pakistán, Venezuela y recientemente Argentina), inevitablemente ha surgido un mercado paralelo al oficial, conocido como mercado negro, en el que los agentes que no logran satisfacer sus necesidades de divisas ante el mecanismo oficial, acuden a otras opciones para intentar resolver sus problemas financieros; por lo que otros agentes con excedente de divisas aprovechan esta oportunidad y obtienen un beneficio de ello. En Venezuela, las restricciones en la oferta de divisas, ya sea por lineamientos para controlar las reservas internacionales o bien sea por el efecto burocracia en la gestión de CADIVI; no se logra satisfacer las necesidades del mercado de divisas. Ante la presión desenfrenada en la demanda de divisas, surge un mercado paralelo no oficial, en el cual las personas compran y venden divisas sin que intermedie ninguna institución financiera o casa de cambio y sin ningún tipo de regulación y transparencia. En este mercado puede que dos personas compren divisas el mismo día con un diferencial significativamente alto; todo dependerá de las necesidades y de la información disponible en el mercado.

Como consecuencia de las restricciones impuestas para el otorgamiento de divisas, los demandantes de medios de pagos externos utilizaban las acciones de la Compañía Anónima Nacional Teléfonos de Venezuela (CANTV) como mecanismo permuta. Estas acciones eran adquiridas en la Bolsa de Valores de Caracas y transformadas en instrumentos ADR (American Depositary Receipt) que eran negociados (vendidos) en la Bolsa de Valores de Nueva York, donde estaban debidamente inscritos. De las negociaciones realizadas con los ADR CANTV, resultó un tipo de cambio implícito que se constituyó en el precio de referencia de aquellas operaciones que no pasaban por las autorizaciones de CADIVI (tipo de cambio paralelo no oficial); por supuesto, el tipo de cambio implícito resultante era superior al tipo de cambio oficial. La mayor limitación de esta operación es que sólo podía ser implementada por aquellos agentes con asesoría especializada y que disponían de cuentas en instituciones financieras en el exterior. No obstante, el "dólar cantv" tuvo su fin, durante el primer semestre del año 2007, cuando la empresa CANTV fue nacionalizada. El Gobierno a través de un proceso de oferta pública de acciones (OPA) saca del mercado los ADR que se cotizaban en el mercado bursátil internacional, a la par que, se hace con el total de las acciones que se cotizaban en el mercado bursátil nacional (Bolsa de Valores de Caracas). La volatilidad en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial durante el año 2007, estuvo influenciada por la nacionalización

de CANTV y su respectiva implicación en la disminución de la oferta en el mercado de divisas. Según fuentes *on line*, en el año 2007, el tipo de cambio no oficial pasó de 3,40 BsF/US\$ a inicios de enero a 5,50 BsF/US\$ a finales de diciembre, lo que significó una devaluación del 61,77%.

Luego de la nacionalización de la CANTV, el proceso de adquisición de divisas por este medio quedó eliminado, razón por la cual los inversionistas carentes de moneda extranjera, utilizan la figura de GDR (Global Depositary Receipt) de la Electricidad de Caracas, como mecanismo alternativo para la adquisición de divisas; estos GDR, constituyen un certificado bancario emitido en más de un país por acciones de una compañía extranjera, los GDR Electricidad de Caracas, al igual que los ADR CANTV, estaban constituidos por un número de acciones. Con la nacionalización de la Electricidad de Caracas en el 2008 estos GDR salen de circulación, eliminando así la posibilidad de adquirir divisas como mecanismo alternativo por esta vía. Al no existir estos mecanismos alternos para la adquisición de divisas, los inversionistas se ven en la necesidad de acudir al mercado paralelo no oficial con el propósito de cubrir sus necesidades de liquidez en moneda extranjera.

Según las estadísticas contenidas en fuentes *on line*, el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial se devaluó en un 229,67%, pasando de 2.730 Bs/US\$ (2,73 BsF/US\$) a inicios de enero de 2006 a 9,00 BsF/US\$ a finales de 2010. Mientras que el tipo de cambio oficial pasó de 2.150 Bs por dólar (2,15 BsF/US\$) a 4,30 BsF por dólar a finales de 2010, representando esto una devaluación del 100%. El problema radica en que el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial dista significativamente del tipo de cambio oficial. Esto afecta la economía interna, ya que la mayor parte de los bienes y servicios que se comercializan, están valorados al tipo de cambio paralelo no oficial, lo que repercute negativamente en la inflación. Según datos del BCV, desde marzo del año 2003 hasta febrero del año 2011, la inflación acumulada es de 165,70%.

El Gobierno ha permitido mecanismos permutas alternativos para satisfacer la demanda de divisas no satisfechas por CADIVI e influir positivamente en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial y aliviar de este modo los problemas coyunturales de la economía interna. Entre estos mecanismos se encuentra la colocación de deuda pública externa en el mercado nacional, implementados como instrumentos permuta.

Desde el año 2003, el Gobierno, a través del BCV y de Petróleos de Venezuela (PDVSA), ha utilizado la emisión de títulos de deuda pública externa (denominados en dólares), colocados en el mercado nacional, pagaderos en moneda local (BsF), como una excelente oportunidad en términos del servicio de

la deuda. Esto fue visto por los agentes del mercado nacional como una oportunidad para la adquisición de divisas dentro del marco de la legalidad, haciendo gala del arte de la reingeniería financiera y convirtiendo estos instrumentos en mecanismos permuta. Los agentes que adquieren estos instrumentos pueden venderlos en el mercado secundario internacional con la finalidad de obtener divisas. Dependiendo de cuál sea la cotización de los bonos en el mercado internacional, esta operación implica asumir costos adicionales de intermediación, lo que significa que al finalizar la operación financiera, el costo total por cada dólar obtenido refleja un valor implícito, que es superior al tipo de cambio oficial e inferior al tipo de cambio del mercado paralelo no oficial.

En junio del año 2010 surge el Sistema Integrado de Transacciones en Moneda Extranjera (SITME) como mecanismo para aligerar la presión sobre el mercado paralelo no oficial y subsanar parte de la demanda no satisfecha por CADIVI. De esta manera, se amplía una nueva oferta restringida de divisas formalizando un mercado paralelo oficial. El BCV, en el marco de la estrategia cambiaria diseñada, asume la facultad de participar regularmente en el mercado de títulos en moneda extranjera, incluyendo a todos los bancos universales, bancos comerciales, entidades de ahorro y préstamo y casas de bolsa, inscritas en el registro general del BCV, para participar en estas operaciones con títulos que son ofrecidos a inversionistas que pueden ser personas naturales y jurídicas residentes en Venezuela, a fin de proporcionar liquidez al mercado de divisas. El precio de los títulos de deuda externa negociados en el SITME está contenido en una banda fijada por el Gobierno; de tal suerte que la operación definitiva, indistintamente del instrumento, queda establecido en torno a un tipo de cambio promedio ponderado de 5,30 BsF/US\$.

Al igual que los títulos de deuda externa, los ADR CANTV, los GDR de la Electricidad de Caracas y el SITME, el mayor inconveniente de este mecanismo permuta es el hecho de que está limitada a aquellos agentes privados y personas naturales que posean una cuenta en una institución financiera en el exterior. Por supuesto, esta opción es preferida por aquellos inversionistas que están interesados en adquirir divisas. El contexto de legalidad y el costo de la transacción, hace que la opción de los mecanismos permutas sean preferidos en lugar de acudir al mercado paralelo no oficial. Por lo que, es de esperar que cuando hay expectativas de nuevas emisiones de títulos de deuda externa, los interesados en obtener divisas optan por utilizar esta vía. En este caso, se presume que el mercado paralelo no oficial tiende a verse afectado positivamente al disminuir la demanda. Esto supone que la intención del Gobierno puede ser efectiva al tratar de controlar el tipo de cambio no oficial.

Ante estas reflexiones se plantea la siguiente interrogante: ¿Cuál es el impacto que se produce en el tipo de cambio paralelo no oficial venezolano con la emisión de los instrumentos de deuda pública externa como mecanismos permuta?

La presente investigación se enmarcó dentro del paradigma cuantitativo, por lo que desde la perspectiva epistemológica está ubicada dentro del *enfoque empírico* inductivo propuesto por David Bacon y John Locke. Desde esta perspectiva, el conocimiento se construye a través de la repetición de eventos que permiten incrementar la confiabilidad del estudio, enmarcado por un estilo de pensamiento sensorial, por una orientación concreta y objetiva de las cosas, por un lenguaje numérico-aritmético, por una vía inductiva y con referencia a la validación de la realidad objetiva. Considerando el contexto económico social de esta investigación, se puede señalar que también se enmarcó en el enfoque positivista lógico representado por August Comte y John Stuart Mill, resaltando la condición de no caer en el realismo ingenuo que plantean los neopositivistas representado por Bertrand Russell. Adicionamos también la importancia de resaltar el criterio de falseabilidad propuesto por Karl Popper a fin de establecer la hipótesis de investigación.

El diseño de esta investigación es de tipo documental y el nivel es exploratorio porque, aun cuando existen estudios empíricos relacionados con la aplicación de la técnica *Event Study*, son inexistentes los estudios que han hecho uso de dicha técnica para evaluar el comportamiento de la variable tipo de cambio paralelo no oficial en Venezuela tras la emisión de títulos de deuda pública externa como mecanismo permuta. Asimismo, el estudio es de tipo descriptivo porque se recolectaron datos sobre aspectos, dimensiones o componentes que permitirán explicar el fenómeno a investigar.

Esta investigación resulta atractiva, al abordar un tópico de interés nacional, puesto que afecta significativamente a todos los agentes que participan en la economía. La coloca en un plano innovador y actualizado frente a los nuevos retos que enfrenta la economía venezolana. En este sentido, se pretende ofrecer un estudio dirigido a demostrar que las variaciones experimentadas en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial son significativas ante la emisión de títulos de deuda externa como mecanismo permuta. Esto con el propósito de que los organismos del Gobierno nacional evalúen las repercusiones y la efectividad de las políticas cambiarias implementadas y tomen medidas acertadas que contribuyan al desarrollo sostenible de los indicadores macroeconómicos. Además, esta investigación aportará mayor comprensión al tema objeto de estudio y pretende dejar sentada las bases para ulteriores estudios relacionados con el tema.

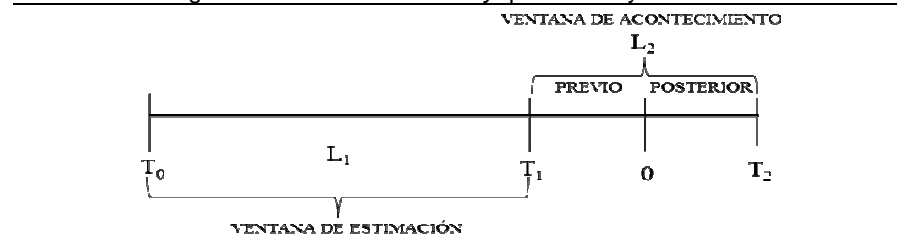
En vista de que el tema relacionado con el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial se encuentra enmarcado en el contexto de ilegalidad señalado en la ley contra ilícitos cambiarios, resulta difícil la obtención de datos por parte de los organismos oficiales del Estado. Ello constituyó una limitación en esta investigación; sin embargo, la información ha sido obtenida de fuentes *on line* que estaban disponibles antes de que el Gobierno tomara como medida bloquear las fuentes de información *on line*.

La presente investigación consta de cinco partes; en la primera se presenta una visión detallada sobre el tema, resaltando la relevancia y especificación del problema, el objeto de estudio, el marco metodológico, la justificación para su realización y las limitaciones del proceso de investigación. En la segunda, se hace referencia al marco teórico de acuerdo con la revisión de la literatura, abordando los términos y expresiones pertinentes al estudio, así como señalando los diferentes temas y eventos objetos de estudio. En la tercera parte, se describe la base de datos y metodología empleada; en la cuarta, se presentan los resultados de la aplicación de los procedimientos; y en la última parte, se exponen las conclusiones y la reseña bibliográficas.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

La contribución de Fama y otros (1969), fue el punto de partida para una amplia difusión de la metodología de *Event Study* aplicado en el campo de las finanzas, la contabilidad y la economía. Esta técnica se utiliza para identificar las variaciones en el precio de un activo (precio observado con respecto al precio estimado) durante la ventana de acontecimiento, para determinar si las variaciones son anormalmente positivas o negativas. El fundamento de esta metodología radica en la teoría de eficiencia del mercado propuesta por Fama (1970), la cual establece que en el mercado, se ajusta el valor del activo inmediatamente después que surge una información relevante. La aplicación de la técnica *Event Study*, aporta una valiosa herramienta para evaluar si el impacto de una noticia relevante produjo variaciones anormales y determinar si el efecto fue favorable o desfavorable. La ventana de acontecimiento se define como el período de tiempo que transcurre en torno a la noticia relevante. La ventana de estimación se refiere al período que servirá para estimar el modelo econométrico que permitirá proyectar el precio del activo, a fin de determinar la variación con respecto al precio observado (figura 1).

Una revisión teórica de la técnica *Event Study*, se plantea en los trabajos de Cowan (1992), Cowan y Sergeant (1996), Seiler (2000), Geral (2001), García, Sánchez y Vidal (2002), Martín (2003), Khotari y Warner (2006) y García (2009).

Figura 1: Técnica *Event Study*: predicción y estimación

Fuente: Elaboración propia.

La técnica *Event Study* ha sido utilizada para medir el rendimiento de las acciones y bonos tras ciertos eventos que han ocurrido en el ámbito empresarial, y de esta manera determinar como un determinado suceso puede afectar la rentabilidad de las acciones y bonos tras el evento estudiado (Fama *et al.* (1969); Brown y Warner (1980 y 1985); Campbell y Wasley (1996 y 1999); Niño y Soto(1997); Rubio (1997); Maquiera y Osorio (2000); Nájera y Escudero (2000); Zablotsky (2001); Poblete y Raddatz (2001); Castillo (2003); Melle (2005); Rivas (2006); Barbosa, Corrar, Sarto, Sampaio y Siqueira (2006); Luna (2006) y Fuenzalida, Mongrut y Nash (2008). Los eventos estudiados en el caso del valor de mercado de las acciones, en su mayoría han sido anuncio de OPAS (Lozano, De Miguel y Pindado, 1996; Garay, Gosende y Mota, 2000; García e Ibáñez, 2001; Garay, González y Gosende, 2002; Berggrun, 2006 y García, 2007), Split sobre acciones (Fama *et al.*, 1969; Campbell y Wasley, 1996; Fuenzalida, *et al.* 2008); anuncio de pagos de dividendos (Maquiera y Osorio, 2000; García, Herrero e Ibáñez, 2005); anuncio de nuevas inversiones (Nájera y Escudero, 2000); cambio de calificación crediticia (Rivas, 2006); factores determinantes en los resultados financieros derivados de las actividades de patrocinio y Mecenazgo (Calderón, Nicolau y Mas, 2003).

Por otra parte, la técnica *Event Study* ha sido utilizada para evaluar el comportamiento del tipo de cambio en algunos países, así por ejemplo se pueden citar los trabajos realizados por: Kwok y Brooks (1990), Johnson (1998), Barry (2000), Sibley (2001), Goldberg y Veitch (2003), Hans (2003), Tapia y Tokman (2003), Neely (2005), Saens y Sandoval (2005), Soongswang (2006 y 2007) y Chesney, Reshetar y Karaman (2010); los cuales tratan de explicar cómo se ha visto afectado el comportamiento del tipo de cambio tras ciertos eventos, tales como: las intervenciones en el mercado de divisas, cambios en las políticas cambiarias y económicas, cambio de gobierno, entre otros.

García e Ibáñez (2001); Calderón *et al.* (2003); Figueroa, Garay y Sorrento, (2006); De Andrés, Cabal y Fernández (2007); Verona y Déniz (2008); Samanie-

go, Reyes y Bacts (2008) y Liargovas y Repousis (2010); han utilizado la técnica *Event Study*, para evaluar el rendimiento de las empresas, tras ciertos acontecimientos que pueden ocurrir en distintos ámbitos como: capital intelectual de las organizaciones, patrocinio y mecenazgo, atentados terroristas, o la divulgación de noticias de índole político, de sucesos, económicas, entre otras. Autores como Hall (1998) y Campbell y Wasley (1999) encuentran que los planes de opciones sobre acciones producen un impacto positivo en los resultados de la rentabilidad de las acciones.

La mayor desventaja de la técnica *Event Study* es la volatilidad estocástica en torno al período de acontecimiento, haciendo que, de acuerdo con el periodo de estimación y el test utilizado para medir la significatividad, puedan dar lugar a una especificación errónea para el proceso de la volatilidad. En un periodo a largo plazo, esta característica amerita controlar el impacto de acontecimientos adicionales, ocurridos durante el periodo de estimación y no considerados en el modelo de estimación; lo que pueden distorsionar la estimación en la ventana de acontecimiento.

BASE DE DATOS Y METODOLOGÍA

En esta investigación se pretende evaluar en general, si el proceso de emisión de títulos de deuda pública externa como mecanismo permuta está asociado con la fluctuación en el tipo de cambio paralelo no oficial del mercado de divisas venezolano en el periodo (2006-2009). La hipótesis planteada sostiene que en cada emisión se produce un impacto positivo en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial, cuando la tendencia en el comportamiento del tipo de cambio anormal acumulado ($\Delta TCAA$), en el periodo posterior, se aprecia con respecto al periodo previo al evento relevante. Por apreciación se entiende que se necesiten menos bolívares para adquirir un dólar. Por otra parte, se produce un impacto negativo cuando la tendencia en el comportamiento del tipo de cambio anormal acumulado ($\Delta TCAA$) en el periodo posterior, se deprecia con respecto al periodo previo al evento relevante. Por depreciación se entiende que se tengan que pagar más bolívares por cada dólar.

El periodo estudiado comprende desde el año 2006 hasta el 2009, en el que se incluyen 7 emisiones de Títulos de Deuda Pública Externa emitidos por la República Bolivariana de Venezuela y por Petróleos de Venezuela (PDVSA): Bonos del Sur, PDVSA (2017, 2027 y 2037), El Venezolano I, Soberano (2023 y 2028), Petrobonos 2011, Soberano (2019 y 2024) y Petrobonos (2014, 2015 y 2016). El tipo de cambio del mercado paralelo expresado en logaritmo (LTC) ha sido obtenido en fuente electrónica disponible en [<http://venezuela-fx.blogspot.com>], tomando como referencia el promedio entre el precio de

compra y el de venta. Asimismo, los datos de las cotizaciones han sido expresados en BsF. La variable logaritmo del tipo de cambio real (LTCR) es calculada de la relación entre la liquidez monetaria (LM) y las reservas internacionales (RI). Estas variables y el tipo de cambio del dólar con respecto al euro (USD_EUR) han sido obtenidas del portal web del BCV.

En la comprobación de la hipótesis se analizan las fluctuaciones en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial, utilizando la técnica *Event Study*. El supuesto de partida de la metodología de investigación utilizada en este trabajo es la eficiencia intermedia del mercado. Es decir, que la transmisión de nueva información será automáticamente descontada a través del precio de los títulos afectados, alterándose, en este caso, la cotización del tipo de cambio del mercado paralelo no oficial. Ante la posibilidad de que al mercado lleguen noticias relativas a este evento con anterioridad a esta fecha, así como retardos en el ajuste del tipo de cambio, es necesario identificar las variaciones anteriores y posteriores a la fecha en la que se produce el evento específico.

En la implementación de esta técnica se requiere aplicar estadística inferencial para estimar el tipo de cambio paralelo no oficial en el periodo de acontecimiento y posteriormente compararlo con el tipo de cambio paralelo no oficial observado. De la comparación entre ambos resultados, el observado y el estimado, se determinará la existencia o no de variación anormal con la que se evidenciará si se produce una variación derivada de la emisión de los títulos de deuda.

Para estimar cada uno de los modelos econométricos que permita predecir el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial (ΔTCE), en la ventana de acontecimiento se determinó la ventana de estimación tomando como referencia 100 observaciones previas a la ventana de acontecimiento para cada uno de los títulos. En la tabla 1 se detalla la fecha inicial y final del periodo de estimación y de acontecimiento para cada uno de los títulos objeto de esta investigación, así como la fecha de la noticia relevante, considerada como el día en el que se anuncian los resultados de la adjudicación de los bonos.

Tabla 1. Periodo de la ventana de estimación y de acontecimiento de los títulos de deuda pública externa emitidos en el periodo 2006-2009

Títulos	Ventana de estimación		Ventana de acontecimiento		
	Inicio	Fin	Inicio	Anuncio	Fin
	Periodo	Periodo	Periodo	Resultados	Periodo
Bonos de Sur	11/05/2006	19/10/06	20/10/06	13/11/06	06/12/06
PDVSA (2017, 2027 y 2037)	04/10/2006	08/03/07	09/03/07	03/04/07	27/04/07
Bonos El Venezolano I	18/05/2007	17/10/07	18/10/07	12/11/07	03/12/07
Bonos Soberano (2023 y 2028)	31/10/2007	04/04/08	07/04/08	28/04/08	22/05/08
Petrobonos 2011	12/01/2009	16/06/09	17/06/09	10/07/09	05/08/09
Bonos Soberano (2019 y 2024)	13/04/2009	14/09/09	15/09/09	6/10/09	28/10/09
Petrobonos (2014, 2015 y 2016)	13/04/2009	14/09/09	02/10/09	26/10/09	17/11/09

Fuente: Elaboración propia.

Se analizan los intervalos comprendidos en quince cotizaciones previas y quince cotizaciones posteriores al evento, diferenciando así dos intervalos, periodo previo comprendido entre (-15;-1) y periodo posterior comprendido entre (0;15). Se definió el día preciso del evento como día cero. Cabe aclarar que los días de cotizaciones no se corresponden con días calendarios, por lo que el periodo de estudio excede los 31 días calendario.

El procedimiento comienza con el cálculo de las variaciones del tipo de cambio anormales (ΔTCA) y acumuladas ($\Delta TCAA$) por intervalos de tiempo denominados previo y posterior. La variación anormal acumulada en cada intervalo es el resultado de restarle la variación observada del tipo de cambio (ΔTCO), la variación esperada en el tipo de cambio del mercado paralelo obtenida por el modelo estimado (ΔTCE), obteniéndose cada intervalo por sumatorias acumuladas ($\Delta TCOA$ y $\Delta TCEA$). Se estudian las variaciones acumuladas en el periodo previo al evento y en el periodo posterior, a fin de comprobar si existen diferencias estadísticamente significativas.

La variación del tipo de cambio observado (ΔTCO) y el estimado (ΔTCE) se calculan en cada uno de los días de la ventana de acontecimiento mediante la siguiente ecuación:

$$\Delta TCO_i = \frac{(TCO_i - TCO_{i-1})}{TCO_{i-1}} \quad \text{y} \quad \Delta TCE_i = \frac{(TCE_i - TCE_{i-1})}{TCE_{i-1}} \quad [1]$$

donde t_i^{-1} periodo previo y t_i^{15} periodo posterior

El tipo de cambio esperado (TCE) en cada uno de los días estudiados en torno a la fecha de la noticia de los resultados de la adjudicación de los títulos de deuda pública externa como instrumento permuta es estimado construyendo un modelo de regresión lineal dinámico de retardos distribuidos. Este procedimiento se explica posteriormente.

La variación del tipo de cambio observado acumulado ($\Delta TCOA$) y el estimado acumulado ($\Delta TCEA$) se obtiene de la sumatoria acumulada en el periodo de la ventana de acontecimiento; es decir:

$$\Delta TCOA_i = \sum_{t=-15}^{15} \Delta TCO \quad \text{y} \quad \Delta TCEA_i = \sum_{t=-15}^{15} \Delta TCE \quad [2]$$

Se calcula la variación del tipo de cambio anormal (ΔTCA) para cada uno de los días del periodo de la ventana de acontecimiento; es decir:

$$\Delta TCA_i = \Delta TCOA_i - \Delta TCEA_i \quad [3]$$

Finalmente se calcula la variación del tipo de cambio anormal acumulado como la sumatoria acumulada de la variación del tipo de cambio anormal en el periodo de la ventana de acontecimiento; es decir:

$$\Delta TCAA_i = \sum_{t=-15}^{15} \Delta TCA \quad [4]$$

Si la variación del tipo de cambio anormal acumulada ($\Delta TCAA$) es negativa, se entiende que el mercado asumió como positiva la noticia relevante; si es positiva, se entiende que el mercado percibió como desfavorable la noticia, y si la variación es cero, el mercado no incorporó en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial los efectos de la noticia relevante; es decir:

$$\Delta TCAA_i = 0 \rightarrow \text{Efecto Nulo}$$

$$\Delta TCAA_i < 0 \rightarrow \text{Efecto Positivo}$$

$$\Delta TCAA_i > 0 \rightarrow \text{Efecto Negativo}$$

Se considera la sumatoria de las variaciones anormales acumuladas del tipo de cambio en el periodo previo al evento $CAR(-15;-1)$ y en el periodo posterior $CAR(0;15)$.

En términos estadísticos, para evaluar si en el periodo observado en cada evento se produce un impacto positivo o negativo, se aplica un análisis no paramétrico utilizando una prueba de signos con el estadístico J, que tiene una distribución estándar. Por otra parte, se aplicará un análisis paramétrico para evaluar

la significatividad de las diferencias anormales en términos estadísticos utilizando el estadístico t de *student*. Para evaluar los resultados en forma general se aplica un estudio de corte transversal utilizando el test no paramétrico de Corrado (1989). Autores como Campbell y Wasley (1996), Cowan y Sergeant (1996) y Martín (2003), comentan su buena especificación y recomiendan su uso.

El análisis paramétrico es empleado para evaluar la significatividad de las diferencias en términos estadísticos. Se utilizó la metodología aplicada por Garay *et al.* (2002), donde se plantean las siguientes hipótesis:

$$H_0: CAR_{(-15;-1)} - CAR_{(0;15)} = 0 \rightarrow \text{"No existen diferencias significativas"}$$

$$H_a: CAR_{(-15;-1)} - CAR_{(0;15)} \neq 0 \rightarrow \text{"Si existen diferencias significativas"}$$

El estadístico t de *student*, para muestras dependientes, es calculado mediante la siguiente ecuación:

$$t = \left[\frac{CAR_{(-15;-1)} - CAR_{(0;15)}/N}{\sigma_{\Delta TCAA}} \right] \quad [5]$$

El valor crítico de t de *student* t^* es obtenido de la tabla de distribución t de *student* al 5% y con k-1 grados de libertad, donde k es igual al número de días del sub periodo de la ventana de acontecimiento.

El criterio de decisión para contrastar la hipótesis nula:

$$\text{Si } |t| \geq t^* \text{ ó } p \leq 0.05 \rightarrow \text{se rechaza la } H_0$$

$$\text{Si } |t| < t^* \text{ ó } p > 0.05 \rightarrow \text{no se rechaza la } H_0$$

Según Corrado y Zivney (1992), en aquellos casos en los que el evento no provoca variaciones anormales significativas ni incrementos en su varianza con respecto a la de los residuos del periodo de estimación, debido a la efectividad del método de estimación utilizado, los test paramétricos presentan problemas de especificación. Sin embargo, en estos casos, los test no paramétricos son recomendables para determinar la significatividad de las variaciones ocurridas y especificar el impacto.

En este sentido, utilizando el análisis no paramétrico se evalúa en términos estadísticos el impacto positivo o negativo del evento en la ventana de acontecimiento, se plantea la siguiente hipótesis:

$H_0: \Delta TCAA^+ = \Delta TCAA^- \rightarrow$ "No existen diferencias significativas"

$H_{a_1}: \Delta TCAA^+ > \Delta TCAA^- \rightarrow$ "Impacto Negativo"

$H_{a_2}: \Delta TCAA^+ < \Delta TCAA^- \rightarrow$ "Impacto Positivo"

Para evaluar la significatividad de las diferencias en términos estadísticos para cada emisión de títulos de deuda externa, de acuerdo al análisis no paramétrico, se utiliza el test de los signos, calculando el estadístico J, que tiene una distribución aproximada a una $N(0;1)$.

$$J = \left[\frac{N^+}{N} - 0.5 \right] * \frac{N^{0.5}}{0.5} \sim N(0;1) \quad [6]$$

donde N^+ es el número de rentabilidades anormales negativas y N es el número de días en torno a la ventana de acontecimiento.

El criterio de decisión para contrastar la hipótesis nula: Con $\alpha = 0,05$;

Si $|J| < 1,96 \rightarrow$ se acepta la H_0

Si $|J| \geq 1,96 \rightarrow$ se rechaza la H_0 y se considera la H_{a_1} , cuando $J > 0$

Si $|J| \geq 1,96 \rightarrow$ se rechaza la H_0 y se considera la H_{a_2} , cuando $J < 0$

Siguiendo la metodología de Fama *et al.* (1969), basado en un estudio de corte transversal, se presenta los resultados promedios del impacto de la emisión de títulos de deuda pública externa como mecanismo permuta en los siete títulos objetos de estudio en el periodo (2006-2009). Para determinar el promedio del TCO y TCE, se aplica la siguiente ecuación:

$$\Delta TC_{PROMEDIO} = \sum_{j=1}^N \Delta TC \quad \text{y} \quad \Delta TE_{PROMEDIO} = \sum_{j=1}^N \Delta TE \quad [7]$$

Basado en el análisis de corte transversal, se verificó la significatividad del promedio de los títulos de la muestra, para cada día de la ventana de acontecimiento, utilizando el test de los rangos de Corrado (1989), a través del estadístico J, que asume el comportamiento de una distribución normal, calculado según la siguiente expresión:

$$j = \left[\frac{\frac{1}{\sqrt{M}} \sum_{i=1}^M [K_{it} - \bar{K}_i]}{\sqrt{\frac{1}{L_1+L_2} \sum_{t=T_0+1}^{T_2} \left(\frac{1}{\sqrt{M}} \sum_{i=1}^M [K_{it} - \bar{K}_i] \right)^2}} \right] \sim N(0;1) \quad [8]$$

donde: T_0 es el inicio del periodo de estimación, T_1 es el inicio del periodo de acontecimiento y L_1 es el periodo de estimación previo, L_2 es el periodo de acontecimiento, M es número de títulos que contiene la muestra, K_{it} es el rango de cada título para cada día y \bar{K}_i es la media de rango para cada título.

En el proceso de modelaje de la serie de tiempo del tipo de cambio, se decide adoptar la técnica de regresión lineal con retardos distribuidos y autoregresivos; para la estimación de los parámetros de dicho modelo, es utilizado el método de mínimos cuadrados ordinarios. Un modelo tiene retardos distribuidos si las variables exógenas son consideradas en el modelo en momentos contemporáneos y en momentos anteriores en el tiempo, a su vez se dice que es autoregresivo si la variable endógena se considera en el modelo para momentos anteriores en el tiempo, es decir con retardos.

A manera de ejemplo, el siguiente modelo es de retardos distribuidos y autoregresivo. Note que la variable dependiente Y se quiere explicar a través de la variable X en forma contemporánea (mismo tiempo t en que se presenta la variable Y), pero también con información rezagada en dos períodos anteriores. El impacto de la variable X sobre la variable Y tiene un efecto inmediato (contemporáneo) medido por el valor de β_1 y un efecto de memoria (mientras más rezagos sean necesarios la serie se dice que tiene mayor memoria) medido por β_2 y β_3 . El componente autoregresivo está explicado por δ_1 .

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 X_{t-2} + \delta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [9]$$

Se evalúa el comportamiento del logaritmo de la variación del tipo de cambio del mercado paralelo en cien días previos a la ventana de acontecimiento, que corresponden a 115 días antes del anuncio o evento. La selección del logaritmo como variable endógena responde a que las series con logaritmos presentan más homocedasticidad en los residuos del modelo. Al obtener los estimados del modelo, en logaritmos, basta con calcular los valores de la variación del tipo de cambio del mercado paralelo no oficial aplicando la función exponencial.

La metodología de series temporales de Box y Jenkins (1970), resalta la estacionariedad de la serie como requisito básico para su modelización, por lo que la determinación del orden de integración o nivel de estacionariedad de las series a intervenir en el modelo se convierte en nuestro primer paso.

El procedimiento escogido para verificar el orden de integración de cada una de las series es el test de Dickey Fuller Aumentado (1981) y el de Phillips-Perron (1988). En dichas pruebas se contrasta la hipótesis de la existencia de raíces unitarias, y de no existir suficiente evidencia en contra de dicha hipótesis, se diferencia la serie de acuerdo al orden de integración de la variable, repitiéndose el proceso hasta que se logre rechazar la hipótesis nula. El número de veces que se debe aplicar el operador de diferencias es el orden de integración de la variable.

Luego se aplica la metodología de la *London School of Economics* o de *Hendry* (1980), básicamente indica que se debe modelar tratando de restringir lo menos posible el modelo, incluyendo, si se puede, la mayor parte de las variables, es decir que se va de lo general a lo específico, luego se van eliminando aquellos rezagos o variables que resulten ser no significativas estadísticamente, hasta obtener un modelo con sentido económico y lo más parsimonioso posible. Básicamente se aplican pruebas de significancia individuales (pruebas t) sobre las variables independientes consideradas en el modelo y se van desechando secuencialmente las que sean menos explicativas.

Se aplican las siguientes pruebas para contrastar la hipótesis nula de cumplimiento de los supuestos fundamentales del modelo lineal de regresión: 1) Pruebas de Normalidad de los residuos como la de Anderson-Darling y la de Kolmogorov, 2) Estacionariedad de los Residuos por medio del Contraste de Durbin-Watson (1950) que en todos los casos se sustituye por el test de Breusch-Godfrey (1979) debido a que el primero no se puede aplicar cuando se encuentran rezagos de la variable dependiente, incluidas en el modelo, 3) El test de White para verificar la Homocedasticidad de los residuos (Varianza de los residuos constante), 4) Para determinar la bondad de ajuste del modelo se aplica la prueba F de Fisher y la valoración del coeficiente de determinación R^2 .

El proceso de modelaje y la aplicación de todas las pruebas estadísticas se realizan con el software *Eviews versión 7.0*.

RESULTADOS

Los estadísticos descriptivos de las variables incluidas en los modelos para cada uno de los títulos están detallados en la tabla 2.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de las variables incluidas en los modelos

	Valor	Bonos del Sur	Pdvsa (2017, 2027 y 2037)	El Venezolano II	Soberano (2023 y 2028)	Petrobonos (2011)	Soberano (2019 y 2024)	Petrobonos (2014, 2015 y 2016)
LTC	Mínimo	0,941958	1,029619	1,398717	1,335001	1,695616	1,821318	1,821318
	Máximo	1,098612	1,515127	1,749200	1,916923	1,960095	1,960095	1,960095
	Media	0,993548	1,257013	1,512479	1,667507	1,822277	1,895786	1,895786
	Desv. típ.	0,040693	0,138160	0,095834	0,143406	0,077874	0,027666	0,027666
LTCR	Mínimo	0,680506	1,075093	1,551812	1,480843	1,518324	1,872975	1,872975
	Máximo	1,135431	1,291858	1,628109	1,614703	1,987948	1,995464	1,995464
	Media	0,993271	1,182794	1,593293	1,545616	1,900342	1,956625	1,956625
	Desv. típ.	0,085670	0,039983	0,018101	0,032478	0,106889	0,030580	0,030580
USD_EUR	Mínimo	0,774054	0,750131	0,702642	0,632431	0,702346	0,685213	0,685213
	Máximo	0,801154	0,799041	0,752615	0,696913	0,796495	0,773276	0,773276
	Media	0,786611	0,771488	0,730001	0,672617	0,757236	0,719436	0,719436
	Desv. típ.	0,006681	0,013359	0,013435	0,017336	0,024003	0,022738	0,022738

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 3, se presentan los resultados de los modelos estimados en cada uno de las siete emisiones de títulos de deuda pública externa de la República Bolivariana de Venezuela emitidos en el periodo 2006-2009.

En términos de bondad de ajuste, todos los modelos estimados presentan una significancia global del 5%, según los resultados del test *F de Fisher* y arrojan un R^2 Ajustado por encima de 0.85, señalando que los modelos explican más del 85% de las variaciones presentadas en la variable dependiente. Las variables independientes incluidas en los modelos resultaron ser todas significativas al 5%, según la prueba *t de student*.

Tabla 3. Modelos estimados de los títulos de deuda externa pública emitidos en el periodo 2006-2009

	Bonos del Sur	Pdvsa 2017, 2027 y 2037	El Venezolano II	Soberano 2023 y 2028	Petrobonos 2011	Soberano 2019 y 2024	Petrobonos (2014, 2015 y 2016)
Constante	0.02930 (0.01654)	0.022951 (0.02329)	-0.01954 (0.02400)	-0.25062 (0.11242)	0.03159 (0.03865)	-0.085158 (0.09173)	-0.085158 (0.09173)
LTC(-1)	0.97856 (0.01686)	0.98424 (0.01848)	1.01498 (0.01600)	0.95487 (0.02623)	0.77295 (0.05568)	0.857145 (0.04249)	0.857145 (0.04249)
LTC(-3)					0.17266 (0.05309)		
LTCR(-1)	0.05916 (0.02108)				0.03601 (0.02023)		
LTCR(-2)	-0.06635 (0.02118)						

Cont.

	Bonos del Sur	Pdvsa 2017, 2027 y 2037	El Venezolano II	Soberano 2023 y 2028	Petrobonos 2011	Soberano 2019 y 2024	Petrobonos (2014, 2015 y 2016)
LTCR(-3)						0.139283** (0.04023)	0.139283** (0.04023)
USD/EUR (-1)				0.47582** (0.215922)		0.114551** (0.04897)	0.114551** (0.04897)
DUMMY 1	-0.03713** (0.00646)	-0.20859** (0.02539)			0.14397** (0.01505)	0.049231** (0.00991)	0.049231** (0.00991)
DUMMY 2	0.03099** (0.00641)	0.19563** (0.02497)					
R ² Ajustado	0.976030	0.965787	0.977000	0.978135	0.962482	0.875329	0.875329
F de Fisher	790.9421	976.1660	4157.4610	2193.028	616.6859	169.5074	169.5074
T de White	18.37294	7.08123	20.87712	3.015937	6.996412	5.996364	5.996364
T de White X ² (1%) n gl	24.7250 (11)	13.2767 (4)	9.2104 (1)	15.0863 (5)	23.2090 (10)	23.2090 (10)	23.2090 (10)
T de Durbin Watson	2.2249	1.8875	1.7670	2.1782	1.6276	1.8197	1.8197
T de Breusch-Godfrey	1.4861	7.4678	15.3943	1.2785	5.8709	1.2111	1.2111
T de Breusch-Godfrey X ² (1%) p gl	9.2104 (2)	13.2767 (4)	9.2104 (2)	9.2104 (2)	9.2104 (2)	9.2104 (2)	9.2104 (2)

Fuente: Elaboración propia. ** Significativos al 5%

En términos de bondad de ajuste, todos los modelos estimados presentan una significancia global del 5%, según los resultados del test *F de Fisher* y arrojan un R^2 Ajustado por encima de 0.85, señalando que los modelos explican más del 85% de las variaciones presentadas en la variable dependiente. Las variables independientes incluidas en los modelos resultaron ser todas significativas al 5%, según la prueba *t de student*.

Como las propiedades de los estimadores mínimos cuadrados de los coeficientes de regresión dependen de las propiedades del término de perturbación del modelo, deben cumplirse los siguientes supuestos: se postula que los errores tienen una esperanza igual a cero, una varianza constante (homocedasticidad) y son independientes entre sí (no autocorrelación). Se ha comprobado la existencia de heteroscedasticidad y de autocorrelación, a través de las pruebas del test de White y test de Durbin Watson (test de Breusch-Godfrey, 1979) respectivamente.

La presencia de heteroscedasticidad indica que en el modelo la varianza del término de error varía en cada período de tiempo, pero al no encontrar presencia

de heteroscedasticidad en los modelos estimados podemos afirmar que todas las perturbaciones del término de error (μ) tienen la misma varianza (σ^2) de forma muy aproximada; lo que indica que en los modelos estimados, los estimadores deben tener las mismas propiedades de eficiencia, es decir, que siguen siendo insesgados y consistentes para los estimadores de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y aun tienen la propiedad de mínima varianza.

De acuerdo al test de White, se sabe que el número de observaciones multiplicado por el R^2 de la regresión "auxiliar" se distribuye mediante una Chi-cuadrado. En todos los modelos estimados, el X^2 calculado como el R^2 de la regresión auxiliar multiplicado por el número de observaciones resultó ser menor que el X^2 de la tabla con n grados de libertad, con un nivel de confianza del 1%; donde n es igual al número de regresores del modelo auxiliar, excluyendo el término constante. De esta forma, se concluye que, a excepción del modelo "El Venezolano I", no hay suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de Homocedasticidad.

Por otra parte, se verifica la ausencia de covarianza entre los errores, al resultar el test de Durbin-Watson en torno al valor 2. Sin embargo como en los modelos se considera la variable dependiente rezagada, no es adecuada la aplicación del test de Durbin-Watson; en reemplazo de este se aplica el test de Breusch-Godfrey. Bajo la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación serial; es decir, se considera que el término de perturbación correspondiente a una observación es independiente del correspondiente a cualquier otra observación. En la hipótesis alternativa se señala que el término de error de un modelo econométrico está autocorrelacionado a través del tiempo. El test de Breusch-Godfrey requiere el cálculo de una regresión auxiliar que incluya igual número de rezagos de los residuos así como las variables explicativas del modelo inicial. El R^2 de la regresión auxiliar multiplicado por el número de rezagos se distribuye mediante una Chi-cuadrado con p grados de libertad, donde p , es el número de retardos de los residuos incluidos en la regresión auxiliar; esto es, el orden de autocorrelación que se está contrastando. Si el valor del estadístico experimental X^2 excede del estadístico teórico, entonces hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula y admitir que existe autocorrelación; en caso contrario no sería correcto rechazar la ausencia de autocorrelación. Los resultados muestran que en todos los modelos estimados, a excepción del modelo "El Venezolano I", no existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación serial en los residuos de los modelos, según el criterio de decisión propuesto en el test de Breusch-Godfrey.

Después de verificarse los supuestos de homocedasticidad y no autocorrelación, se concluyen que los estimadores de los modelos, a excepción del modelo "El Venezolano I", son insesgados, resultan ser eficientes y se confirma la

validez de las pruebas estadísticas de *t* de *student* y el test de *F* de *Fisher-Snedecor*. No obstante, el modelo "El Venezolano I" presenta problemas estadísticos que cuestionan la eficiencia del modelo y supone que se produce un sesgo en las estimaciones. Estos modelos estimados son utilizados para calcular el tipo de cambio estimado (*TCE*) en la ventana de acontecimiento para cada uno de los títulos que componen nuestra muestra de estudio.

Después de aplicar las ecuaciones [1], [2], [3], [4], [7] y [8], en la tabla 4 se presentan los resultados promedios de la variación del tipo de cambio observado (ΔTCO), la variación del tipo de cambio estimado (ΔTCE), la variación del tipo de cambio anormal (ΔTCA) y sus respectivas variaciones acumuladas ($\Delta TCOA$, $\Delta TCEA$ y $\Delta TCAA$), así como el estadístico *J* del Test de Rangos de Corrado (1989).

En la figura 2, se muestra la evolución promedio del tipo de cambio anormal entorno a la fecha de anuncio de la noticia relevante. En el eje de la abscisa se representa el periodo de la ventana de acontecimiento y en el eje de las ordenadas se representa la variación en el tipo de cambio observado acumulado ($\Delta TCOA$), identificado con la línea de color negro; la variación del tipo de cambio estimado acumulado ($\Delta TCEA$), identificado con la línea de puntos de color gris; y la variación del tipo de cambio anormal acumulada ($\Delta TCAA$), identificado con la línea discontinua de color negra. En el Anexo 2, se muestran las figuras de cada uno de los títulos estudiados.

Tabla 4. Resultados promedio del tipo de cambio anormal entorno al anuncio de los resultados de la adjudicación de las 7 emisiones de los títulos de deuda pública externa periodo (2006-2009)

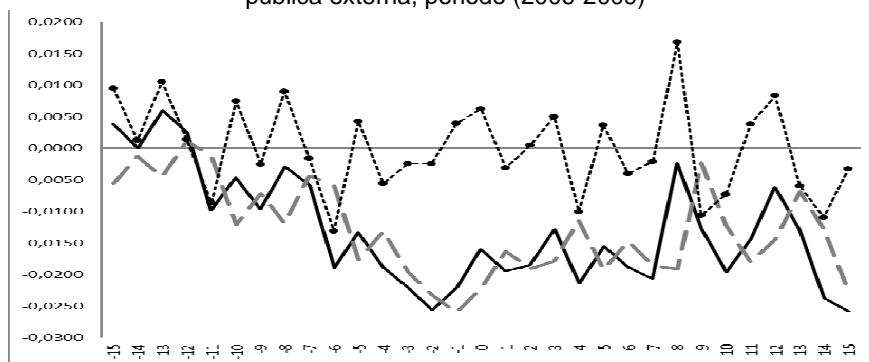
Periodo	Promedio (TCO)	(ΔTCO)	($\Delta TCOA$)	Promedio (TCE)	(ΔTCE)	($\Delta TCEA$)	(ΔTCA)	($\Delta TCAA$)	Test Corrado 1989
	4,9614			4,9939					
-15	4,9807	0,0039	0,0039	4,9662	-0,0056	-0,0056	0,0094	0,0094	(-2,86)***
-14	4,9614	-0,0039	0	4,9876	0,0043	-0,0013	-0,0082	0,0013	-0,51
13	4,9914	0,006	0,0061	4,9714	-0,0032	-0,0045	0,0093	0,0106	-1,20
-12	4,9736	-0,0036	0,0025	4,9994	0,0056	0,0011	-0,0092	0,0014	-0,61
-11	4,9121	-0,0124	-0,0099	4,9875	-0,0024	-0,0012	-0,01	-0,0086	(4,81)***
-10	4,9379	0,0052	-0,0046	4,9333	-0,0109	-0,0121	0,0161	0,0075	-1,32
-9	4,9129	-0,0051	-0,0097	4,9576	0,0049	-0,0072	-0,01	-0,0025	(-2,85)***
-8	4,9464	0,0068	-0,0029	4,9345	-0,0047	-0,0118	0,0115	0,009	(4,66)***
-7	4,9314	-0,003	-0,0059	4,9717	0,0075	-0,0043	-0,0106	-0,0016	(1,83)*
-6	4,8671	-0,013	-0,0189	4,964	-0,0016	-0,0059	-0,0115	-0,0131	(3,24)***
-5	4,8943	0,0056	-0,0134	4,9054	-0,0118	-0,0177	0,0174	0,0043	(2,67)**
-4	4,8679	-0,0054	-0,0188	4,9275	0,0045	-0,0132	-0,0099	-0,0056	(2,09)**
-3	4,8521	-0,0032	-0,022	4,8961	-0,0064	-0,0195	0,0031	-0,0025	(-1,87)*
-2	4,8343	-0,0037	-0,0257	4,8781	-0,0037	-0,0232	0	-0,0025	(2,79)***

Cont.

Periodo	Promedio (TCO)	(Δ TCO)	(Δ TCOA)	Promedio (TCE)	(Δ TCE)	(Δ TCEA)	(Δ TCA)	(Δ TCAA)	Test Corrado 1989
-1	4,8514	0,0035	-0,0221	4,8644	-0,0028	-0,026	0,0064	0,0039	0,69
0	4,8814	0,0062	-0,0159	4,8829	0,0038	-0,0222	0,0024	0,0063	0,74
1	4,8643	-0,0035	-0,0194	4,9114	0,0058	-0,0164	-0,0093	-0,0031	-1,27
2	4,8686	0,0009	-0,0186	4,8983	-0,0027	-0,019	0,0035	0,0005	-1,51
3	4,8964	0,0057	-0,0128	4,904	0,0012	-0,0179	0,0046	0,005	-0,94
4	4,8543	-0,0086	-0,0214	4,9357	0,0064	-0,0114	-0,0151	-0,01	(1,92)**
5	4,8829	0,0059	-0,0156	4,8971	-0,0078	-0,0192	0,0137	0,0037	0,86
6	4,8671	-0,0032	-0,0188	4,9189	0,0045	-0,0148	-0,0077	-0,004	(2,52)***
7	4,8579	-0,0019	-0,0207	4,9002	-0,0038	-0,0186	0,0019	-0,0021	(1,77)*
8	4,9471	0,0184	-0,0023	4,8974	-0,0006	-0,0192	0,019	0,0169	(-1,90)*
9	4,895	-0,0105	-0,0128	4,9801	0,0169	-0,0023	-0,0274	-0,0106	1,54
10	4,8621	-0,0067	-0,0196	4,9305	-0,01	-0,0122	0,0033	-0,0073	0,70
11	4,8879	0,0053	-0,0143	4,9016	-0,0058	-0,0181	0,0111	0,0038	-0,26
12	4,9279	0,0082	-0,0061	4,9197	0,0037	-0,0144	0,0045	0,0083	-0,46
13	4,8943	-0,0068	-0,0129	4,9567	0,0075	-0,0069	-0,0143	-0,006	0,90
14	4,8414	-0,0108	-0,0237	4,9276	-0,0059	-0,0127	-0,0049	-0,011	1,32
15	4,8307	-0,0022	-0,0259	4,8789	-0,0099	-0,0226	0,0077	-0,0033	-0,63

Fuente: Elaboración propia. *, ** y *** Significativos al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Figura 2. Evolución del tipo de cambio anormal promedio entorno al anuncio de los resultados de la adjudicación de las 7 emisiones de los títulos de deuda pública externa, periodo (2006-2009)



Fuente: Elaboración propia.

Según los datos contenidos en la tabla 4 y tal como se evidencia en la figura 2, no se observa un patrón definido en el comportamiento de la variación anormal acumulada del tipo de cambio paralelo no oficial. En promedio, puede observarse una expectativa positiva del quinto al segundo día previo al anuncio de la noticia relevante, sin embargo, el día previo e inclusive el día en que se

produce la noticia se observa un comportamiento negativo con respecto a los días anteriores. En el periodo posterior, el patrón del comportamiento no es definido, sólo el primer día después de producirse la noticia se observa una apreciación del BsF en el tipo de cambio. En general, según la intensidad de la variación se destaca que la diferencia entre la sumatoria de la variación anormal acumulada en el periodo posterior es ligeramente positiva; es decir,

$$CAR_{(-15;-1)} - CAR_{(0;15)} = 0,0110 - 0,0130 = -0,0020$$

En la tabla 5, se presentan los resultados de los test paramétricos y no paramétrico de cada una de las siete emisiones de títulos de deuda pública externa durante el periodo (2006-2009), para verificar la significatividad y el tipo de impacto en términos estadísticos. Se incluye el *t de student* y su respectivo *p-valor*; y el resultado del estadístico *J* del test de signos en el periodo de acontecimiento (-15;15).

Tabla 5. Resumen de los test estadísticos paramétrico y no paramétrico

	Bonos del Pdvsa (2017, Sur 2027 y 2037)	El Venezolano I	Soberano Petrobonos (2023 y 2028)	Soberano 2011	Soberano (2019 y 2024)	Petrobonos (2014, 2015 y 2016)	
Condición	No atractiva	Atractiva	No atractiva	Atractiva	No atractiva	Atractiva	Atractiva
Oferta	1.000	5.000	750	4.000	3.000	No especificada	No especificada
Demanda	9.000	Sólo pequeños y medianos inversionistas	No especificada	9.291	7.982	19.141	3.261,29
Adjudicado	990	7.500	62%	4.000	1.417	4.991,93	100%
* Expresados en millones de dólares							
<i>Resumen de los resultados del test paramétrico</i>							
<i>p-value</i>	0,327	0,264	0,183	0,843	0,059	0,061	0,647
<i>t de student</i>	1,015*	-1,164*	1,400*	0,202*	-2,057**	2,033**	-0,468*
<i>Resumen de los resultados del test no paramétrico</i>							
N ⁺ (Negativo)	23	29	10	14	19	7	14
N ⁻ (Positivo)	8	2	21	17	12	24	17
N	31	31	31	31	31	31	31
J	2,69408**	4,84934**	-1,97566**	-0,53882*	1,25724*	-3,05329**	-0,53882*
	Negativo	Negativo	Positivo			Positivo	

Fuente: Elaboración propia. * No significativo y ** Significativo al 95%.

Según el test paramétrico, el resultado después de aplicar la ecuación [5] para cada uno de los títulos contenidos en la muestra, de acuerdo al valor crítico del *t de student* con 14 grados de libertad y alfa igual a 0,05 ($t=1,761$), se evidencia, de acuerdo al criterio de decisión, que a excepción de los títulos Petrobonos 2011 y Soberano (2019 y 2024), se acepta la hipótesis nula en la que

se plantea que no existen diferencias significativas en el comportamiento del tipo de cambio del mercado paralelo no oficial después del anuncio de los resultados de adjudicación de los bonos. No obstante, según Corrado y Zivney (1992), los test paramétricos presentan problemas de especificación en aquellos casos en los que los modelos de estimación son eficientes y presentan mínimos residuos. En estos casos, se recomienda utilizar test no paramétricos para determinar la significatividad de las variaciones ocurridas y especificar el tipo de impacto.

Calculado el test de los signos, según la ecuación [6], se obtiene el resultado del estadístico J en la ventana de acontecimiento para cada una de las siete emisiones. Los resultados muestran que sólo 3 emisiones (Bonos Soberano (2023 y 2028), Petrobonos 2011 y Petrobonos (2014, 2015 y 2016)) resultaron ser no significativas según el test no paramétrico.

El impacto negativo o positivo depende en gran medida del atractivo del título emitido condicionado a las características del mismo en cuanto al precio de colocación, la oferta anunciada, la composición del instrumento y las condiciones de negociación en el mercado secundario, entre otros. La emisión de los Bonos del Sur, El Venezolano I y Petrobonos 2011, se consideran instrumentos no atractivos para los potenciales inversionistas interesados en participar en la compra de estos instrumentos. En el caso de los bonos El Venezolano I, éste incluía títulos denominados en moneda local (VEBONOS092014 Y VEBONOS092015); mientras que las emisiones Bonos del Sur y Petrobonos 2011 contenían títulos denominados en dólares, pero que sólo podían ser negociados en el mercado secundario local (Títulos de Interés y Capital Cubierto, TICC), aunque esta última emisión fue modificada antes del anuncio de los resultados de adjudicación. Cabe destacar que los títulos Bonos del Sur son una oferta combinada que incluyen el 50% de bonos emitidos por la República Argentina (BODEN12 Y BODEN15), cuyo valor en el mercado secundario internacional resulta poco atractivo para los inversionistas dadas las condiciones de estos títulos. El resto de las emisiones de los bonos que han sido objeto de este estudio presentaron características y condiciones que se consideran atractivas para los inversionistas.

De las emisiones consideradas no atractivas, sólo la emisión de el bono "El Venezolano I", resultó no coherente (impacto positivo) con el comportamiento esperado, según el resultado del test no paramétrico. Este resultado puede estar justificado por la presencia de información adicional durante el periodo de acontecimiento y que no está incorporada en la metodología *Event Study*. En el caso de las emisiones de Bonos del Sur y Petrobonos 2011, el resultado del test paramétrico evidencia la presencia de un impacto negativo y significativo; es decir, en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial se depreció la moneda local con respecto al dólar durante el periodo de acontecimiento; evidenciándose

que estas emisiones al no ser atractivas, no influyeron de manera positiva en el mercado paralelo no oficial.

De las emisiones consideradas atractivas, sólo la emisión de los bonos de PDVSA (2017, 2027 y 2037), resultó no coherente (impacto negativo) con el comportamiento esperado, según el resultado del test no paramétrico. Este resultado puede estar justificado por el volumen de demanda no satisfecha, representado por los grandes inversionistas quienes podrían haber participado en el mercado paralelo no oficial para cubrir sus necesidades de divisas. La emisión de los bonos Soberano (2019 y 2024) evidenció un impacto positivo y significativo según el test no paramétrico; mientras que las emisiones de los bonos Soberano (2023 y 2028) y Petrobonos 2014, a pesar de evidenciarse un impacto positivo, no fueron estadísticamente significativas según el criterio de decisión del test no paramétrico (test de signos).

El impacto positivo se evidencia en el comportamiento en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial durante la ventana de acontecimiento, observándose en general una apreciación de la moneda local con respecto al dólar. Esto se interpreta como una disminución en la demanda de divisas en el mercado paralelo no oficial inclinándose al mercado de títulos de deuda como mecanismo permuta. Siendo las condiciones de éste mercado favorable en término de precio, transparencia y legalidad, es de esperar que los demandantes de divisas prefieran esta opción antes de acudir a un mercado paralelo no oficial.

En el análisis transversal del promedio de los siete títulos, aplicando la ecuación [7] del estadístico J del test de Corrado (1998), no existe suficiente evidencia para aceptar la hipótesis nula, por lo que podría considerarse la presencia de diferencias significativas en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial, en el periodo previo al anuncio de los resultados de adjudicación de los títulos de deuda de deuda pública externa venezolana.

CONCLUSIONES

La emisión de títulos de deuda pública externa como mecanismo permuta, resultó ser conveniente para superar las grandes limitaciones que hasta ese momento significó el apalancamiento financiero, en términos de costo de la deuda. Durante el periodo 1999-2002, los préstamos bilaterales con la banca internacional fueron penalizados con un costo excesivamente alto, debido al ambiente turbulento en el contexto político y social. La mayor fuente de financiamiento otrora utilizada provino de la deuda pública interna utilizando directamente al sistema financiero, además de obtener financiamiento indirecto a través

de PDVSA. Según fuente del BCV, entre 1998 y 2003, la deuda interna pasó de 2.532 millones de Bs. a 24.052 millones de Bs., generándose un incremento en términos porcentuales de 849,92 puntos.

Según la Bolsa Bicentenario de Valores, desde el año 2006 hasta junio del año 2010, se ha colocado deuda pública externa como mecanismo permuta, por un total de 25.353 millones de dólares y 250.000 euros emitidos por el Gobierno de la República Bolivariana de Venezuela; mientras que PDVSA ha emitido un total de 22.978 millones de dólares. Según BCV, la deuda externa total ha pasado de 44.735 millones de dólares en el primer trimestre del año 2006 a 72.959 millones de dólares en el cuarto trimestre del 2010, representando un incremento del 63,09%. Mientras que el PIB (a precios constante) experimentó un crecimiento de 8,11%, pasando de 51.116 millones de dólares en el año 2006 a 55.264 millones de dólares en el año 2010. Estas cifras llaman a la reflexión al considerar que el endeudamiento de un país debería estar supeditado a un plan estratégico de desarrollo que implique una inversión pública productiva en términos de rentabilidad y competitividad. Sin embargo, la estrategia de endeudamiento público obedece, en su mayor parte, a mantener la política cambiaria y a satisfacer el gasto público social.

Si bien esta estrategia ha sido efectiva como excelente mecanismo para la colocación de la deuda pública externa, beneficiándose de las condiciones de colocación, y como complemento a la política cambiaria; su efecto dentro de la política monetaria podría impactar la actividad económica interna. Asimismo, esta estrategia amerita el buen juicio y una planificación estratégica a mediano y largo plazo, que garantice el normal cumplimiento del servicio de la deuda con la debida consideración de las implicaciones que se deriven de la fatal dependencia de la renta petrolera. Éste será un reto a futuro y un dilema que sólo el tiempo dilucidará.

De los resultados del estudio se concluye, que las características de cada instrumento han sido factores determinantes en la aceptación de estos títulos por parte de los inversionistas, observándose que en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial se aprecia la moneda local respecto al dólar, sólo cuando a los inversionistas les resultan atractivos estos instrumentos como mecanismo permuta, disminuyendo la demanda del mercado paralelo no oficial.

Los modelos estimados, a excepción del modelo "El Venezolano I", son robustos en términos de bondad de ajuste, los estimadores son insesgados y resultan ser eficientes. En estos casos, el test paramétrico presentó problemas de especificación, ya que los modelos de estimación presentan mínimos residuos. Según recomienda la literatura previa, se ha utilizado test no paramétricos para determinar la significatividad de las variaciones ocurridas y especificar el tipo de

impacto. De acuerdo al análisis no paramétrico utilizando el test de signos para cada uno de los siete títulos, se encontró que los títulos: Soberano (2023 y 2028), Petrobonos 2011 y Petrobonos (2014, 2015 y 2016) resultaron no significativos a pesar de considerarse atractivos como instrumento permuta; mientras que los títulos: Bonos del Sur, PDVSA (2017, 2027 y 2037), El Venezolano I, Petrobonos 2011, Soberano (2019 y 2024), presentan diferencias significativas después del anuncio de los resultados de adjudicación de los títulos. En el análisis transversal, según el test de Corrado (1989), se evidencia que existe suficiente evidencia de presencia de diferencias significativas en el tipo de cambio del mercado paralelo no oficial, en el periodo previo al anuncio de los resultados de adjudicación de los títulos de deuda pública externa venezolana.

La principal limitación de esta investigación es el hecho de que los datos del tipo de cambio del mercado paralelo no oficial, han sido obtenidos por medios *on-line* de una fuente cuya veracidad es cuestionable. Es importante dejar claro que la información del tipo de cambio no oficial no está corroborada por mecanismos oficiales, dado que el Gobierno ha prohibido, de acuerdo a la Ley Contra Ilícitos Cambiarios, la cobertura de las cotizaciones que reflejen el tipo de cambio que se maneja fuera de los mecanismos oficiales. En tal sentido, la información utilizada constituye una proxy de la realidad en relación al comportamiento del tipo de cambio no oficial bajo el contexto de un mercado negro, es decir un mercado donde no existe ningún tipo de regulación y transparencia. A pesar de esta limitación, no se debe menospreciar un acercamiento a esta realidad convertida en un problema de investigación, evaluado con rigurosidad científica, que pretende facilitar la comprensión y ofrecer a los agentes involucrados información que les permitirá mejorar sus procesos de tomas de decisiones en el contexto de las finanzas y economía.

Será interesante, en futuras investigaciones, utilizar como variable de estudio el tipo de cambio referencial de la economía venezolana, medido por la relación entre la liquidez monetaria y las reservas internacionales. Asimismo, comparar los resultados de la técnica *Event Study* de acuerdo a los diferentes métodos de estimación (modelo de rentabilidad media ajustada, modelo de la rentabilidad de mercado ajustada y modelo de mercado).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barbosa, A.; Corrar, L.; Sarto, J.; Sampaio, G.; Siqueira, I. (2006), El estudio del anuncio de la adhesión a los niveles diferenciados de gobierno corporativo con la utilización de estudio de eventos, VI conferencia internacional de finanzas, Santiago de Chile.

- Barry, M. (2000), *Event study of russian foreign exchange market*, Office of Economics Working Paper, Washington, DC..
- BCV (2006), *Información Estadística*, <http://www.bcv.gob.ve/estadistica> (09-6-2011)
- Berggrun, L. (2006), "La fusión de bancolombia, conavi y confisura: una aplicación de la metodología de estudio de eventos", *Revista de Estudios Gerenciales*, 22 (100).
- Box, G. E. P.; Jenkins, G. M. (1970), *Time Series Analysis Forecasting and Control*, San Francisco, Holden-Day.
- Brown, S.; Warner, J. (1980), "Measuring Security Price Performance", *Journal Of Financial Economics*, 8.
- (1985), "Using Daily Stock Returns: the case of Event Studies", *Journal of Financial Economics*, 14.
- Calderón, A.; Nicolau, J.; Mas, F. (2003), *Factores determinantes de los resultados derivados de las actividades de patrocinio y Mecenazgo*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, 1 (enero).
- Campbell, C.; Wasley, C. (1996), "Measuring abnormal daily trading volume for samples of NYSE/ASE and NASDAQ securities using parametric and nonparametric test statistics", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 6.
- (1999), "Stock-based incentive contracts and managerial performance: the case of Ralston purina company", *Journal of Financial Economics*, 51.
- Castillo, V. (2003), *Retornos accionarios y emisiones de acciones de pago: el caso chileno*, Universidad de Talca, Santiago de Chile.
- Chesney, M.; Reshetar, G.; Karaman, M. (2010), "The impact of terrorism on financial markets: an empirical study", *Journal of Banking and Finance*.
- Corrado C. (1989), "A nonparametric test for abnormal security price performance in event study", *Journal of Finance Economics*, 23 (2).
- Corrado C. J.; Zivney T. L. (1992), "The specification and power of the sign test in event study hypothesis tests using daily stock returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27 (3).
- Cowan, A. (1992), "Nonparametric Event Study Test", *Review of Quantitative and Accounting* (2).
- Cowan, A.; Sergeant, A. (1996), "Trading Frequency and Event Study Test Specification", *Journal of Banking and Finance*.

- De Andrés, J.; Cabal, E. y Fernández, C. (2007), "Efectos Económicos de las calificaciones de auditorías. Factores determinantes de las reacciones del mercado ante las salvedades", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, XXXVI, 133, enero-marzo.
- Fama E. (1970), "Efficient capital Markets: a review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, 25.
- Fama, E.; Fisher, L.; Jensen, M.; Roll, R. (1969), "The adjustment of stock prices to new information", *Journal of Financial Economics*, 10 (1, february).
- Figueroa, A.; Garay, U.; Sorrento, N. (2006), "Efectos de la divulgación de noticias sobre la cotización de la deuda soberana de mercados emergentes: evidencia de la deuda externa Venezolana" *Revista Latinoamericana de Administración*, segundo trimestre (037).
- Fuenzalida, D.; Mongrut, S.; Nash, M. (2008), "Stock Splits en la bolsa de valores de Lima: ¿Afectan el rendimiento y la liquidez de los títulos?", *Revista de Estudios Gerenciales*, 24, 109, octubre-diciembre.
- Garay, G., González, M.; Gosende, J. y. (2002), "Oferta pública para la toma de control en Venezuela: estudio de eventos para el caso Banco de Venezuela Banco Caracas", *Revista Latinoamericana de Administración*, 029.
- Garay, U.; Gosende, J.; Mota, A. (2000), "Estudio del movimiento del precio de las acciones de la Electricidad de Caracas durante el anuncio de la Oferta Pública de Adquisición por parte de la corporación AES", *Temas de Coyuntura*, Universidad Católica Andres Bello, Caracas.
- García, C.; Ibañez, A. (2001), "Ganancias Anormales de las OPAs: una comparación con modelos generadores de rendimientos", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, XXX (109, julio-septiembre).
- García, C.; Herrero, B.; Ibañez, A. M. (2005), *Estudio del efecto informativo del anuncio de beneficios trimestrales*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A., 1 (febrero).
- García, J. (2007), *El impacto de las ofertas públicas de adquisición (OPAs) sobre el valor de Endesa, Hidrocarburo y Scottissh*, Tesis Doctoral en Economía Aplicada, Universidad Autónoma de Barcelona, Barcelona-España.
- (2009), "Los estudios de acontecimientos y la importancia de la metodología de estimación", *Lecturas de Economía*, 70.

- García E.; Sánchez P.; Vidal M. (2002), "Reacción del mercado de capitales ante los procesos de combinación empresarial: un panorama", *Revista Europea de Dirección y Economía*, 11 (4).
- Geral, P. D. (2001), *The use of Event Studies in Finance and Economics*, University of Rome at Tor Vergata, Roma.
- Goldberg, C.; Veitch, J. (2003), "Exchange rate Crises and firm values: A case Study on Mexico Tequila Crisis", *Journal Of American Academy of Business*, 2 (2, marzo), Cambridge.
- Hall, B. (1998), "The pay to performance incentives of executive stock options", National Bureau of Economic Research, *Working Paper* 6674, August .
- Hans, J. (2003), "Convertibility, currency controls and the cost of capital in werten europe, 1950-1999", *International Journal of Finance y Economics*, 8 (3, julio).
- Johnson, K. (1998), "Graphical analisis for event study desing", *Journal of Financial and Strategic Decisions*, 11 (1).
- Kothari, S.; Warner, J. (2006), *Econometrics of Event Studies*, Empirical Corporate Finance, A (1).
- Kwok, C.; Brooks, L. (1990), "Examining Event Study Methodologies on Foreing Exchange Markets", *Journal of International Business Studies*, 21 (2).
- Liargovas, P.; Repousis, S. (2010), "The Impact of Terrorismo on Greek Banks Stocks: an Event Study", *Journal of Finance and Economics* (51).
- Lozano, M.; De Miguel, A.; Pindado, J. (1996), Un Análisis de la creación de riqueza asociada a los fenómenos de tomas de decisiones de control empresarial, Universidad de Salamanca, Salamanca.
- Luna, M. (2006), *Impacto de cambio en la tasa de referencia en el rendimiento de los bonos soberanos peruanos 2003-2006*, Banco Central de Reserva de Perú, Gerencia de Estabilidad Financiera, Lima.
- Martín, J. (2003), "Metodologías de Estudios de Sucesos: una revisión", *Revista Europea de Dirección y Economías de Empresas*, 9 (3).
- Maza, D. (1992), *Tratado Moderno de Economía*; Caracas.
- Melle, M. (2005), "¿Cómo valora el mercado de valores español la adopción de planes de opciones sobre acciones para directivos y consejeros?", *Revista de Investigaciones Económicas*, XXIX (001, enero).

- Najera, J., y Escudero, C. (2000), *El análisis de eventos: ¿Una metodología válida para evaluar el impacto de la tecnología de información sobre los resultados empresariales?*, Universidad del Rey Juan Carlos, Madrid.
- Neely, C. (2005), "An Analysis of Recent Studies of The Effect of Foreign Exchange Intervention", *Review-Federal Reserve Bank of ST*, 87 (6).
- Niño, J.; Soto, D. (1997), *Anuncios de utilidades trimestrales y efecto en la riqueza en Chile*, Trabajo de Investigación premiado, Universidad de Chile, Santiago.
- Poblete, J.; Raddatz, M. J. (2001), *Impacto de un fenómeno no económico en el precio de las acciones y ADRs chilenos*, Universidad Austral de Chile.
- Rivas, C. (2006), "Efectos en los retornos accionarios de algunas empresas chilenas de los cambios en la clasificación de riesgo de sus acciones", *Capiv Review*, 4.
- Rubio, F. (1997), *Corte transversal de los retornos esperados en el mercado accionario chileno entre enero de 1981 y abril de 1994*, Universidad de Valparaíso, Valparaíso.
- Saens, R.; Sandoval, E. (2005), "Measuring security price performance using Chilean daily stock returns: the event study method", *Cuadernos de Economía*, 42 (126, november).
- Samaniego, Á.; Reyes, G.; Bacts, J. (2008), "Coeficiente de pesimismo relativo", *Revista de Contaduría y Administración* (226).
- Seiler, M. (2000), "The Efficacy of Event Study Methodologies: measuring event Abnormal Performance under Conditions of Induced variance", *Journal of Financial and Strategic Decisions*, 13 (1).
- Sibley, M. (2001), "The Impact of Presidential elections on Currency Values in Latin América", *Multinational Business Review*, 9 (2).
- Soongswang, A. (2006), "Takeover Effects During the pre-bid period on Thai bidding firms", *International Research Journal of Finance and Economics*, 5.
- (2007), "An investigation of tender offer effects on Thai target firms during the bid period", *International Research Journal of Finance and Economics*, 9.
- Tapia, M.; Tokman A. (2003), "Efectos de las Intervenciones en el mercado cambiario: el caso de Chile", *Estudios de Economía*, 30 (1, junio).
- Toro, H. (1996), *Fundamentos de Teoría Económica*, Panapo, Caracas.

Verona, M.; Déniz, J. (2008), "Contenido informativo de la colocación de un rating en la lista de vigilancia: el caso español", *Revista de Ciencia y Sociedad*, XXXIII (2, abril-junio).

Zablotsky, E. (2001), *Eficiencia del Mercado de Capitales. Una ilustración*, Tesis de Maestría, Universidad del CEMA, Buenos Aires.

ANEXO A: EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO ANORMAL ENTORNO AL ANUNCIO DE LOS RESULTADOS DE LA ADJUDICACIÓN DE LAS 7 EMISIONES DE LOS TÍTULOS DE DEUDA PÚBLICA EXTERNA EMITIDOS EN EL PERIODO (2006-2009).

