

**EFFECTOS ASIMÉTRICOS DE LA INCERTIDUMBRE
EN LA INVERSIÓN PRIVADA.
VENEZUELA, 1983-2004
UNA INTERPRETACIÓN DE LA EVIDENCIA
EMPÍRICA***
CARLOS PEÑA**

Resumen

Generalmente, la respuesta del inversionista ante malas noticias es negativa, lo que implica un aumento de la incertidumbre, por el contrario ante buenas noticias, la respuesta debería ser positiva, incrementando la inversión. Así, este trabajo analiza los efectos asimétricos de la incertidumbre sobre la inversión privada en Venezuela para el lapso de 1983-2004. Para ello se utilizan los modelos GARCH simétricos y asimétricos. Algunos de los resultados del trabajo sugieren que una mayor incertidumbre estaría asociada a malas noticias o shock negativos, lo que implica que la inversión privada mostraría una respuesta asimétrica significativa a los shock positivos y negativos de igual magnitud.

Palabras claves: incertidumbre, malas noticias, buenas noticias, asimetrías, inversión privada.

* Esta investigación forma parte del Proyecto de Investigación "Incertidumbre Macroeconómica e Inversión Privada en Venezuela. Un Modelo Macroeconómico" financiado por el Consejo de Desarrollo Científico y Humanístico, CDCH, de la Universidad Central de Venezuela. Así mismo, es parte de la Tesis Doctoral del mismo nombre.

** Economista: Universidad Central de Venezuela. 1984; Postgrado. Maestría en Política Económica: Universidad Católica "Andrés Bello" 1998; Profesor Agregado Escuela de Economía. FaCES. UCV y Postgrado en Moneda e Instituciones Financieras. FaCES. UCV
Asignaturas: Macroeconomía, Econometría y Seminarios de Trabajo Especial de Grado. (Pregrado). Teoría y Política Monetaria (Maestría); Coordinador de la Comisión de Investigación de la Escuela de Economía. Representante Profesor ante el Consejo de Escuela de Economía. carlojosep@yahoo.com

Asymmetric effects of uncertainty on private investment. Venezuela, 1983-2004**An interpretation of empirical evidence.****Abstract**

Generally, the answer of the investor to bad news is negative, which implies an increase of the uncertainty. On the contrary, face to good news, the response should be positive, increasing the investment. This work analyzes the asymmetrical effects of uncertainty in private investment in Venezuela during 1983-2004. To do it, GARCH symmetric and asymmetric models are used. Some results of the work suggest that a major uncertainty would be associated with bad news or negative shocks, which implies that the private investment would show a significant asymmetrical response to positive and negative shocks in the same magnitude.

Key Words: uncertainty, bad news, good news, asymmetries, private investment.

Les effets asymétriques de l'incertitude dans l'investissement privé. Vénézuéla, 1983-2004.**Une interprétation de l'évidence empirique****Résumé**

En général, la réponse de l'investisseur face aux mauvaises nouvelles est négative, ce qui implique plus d'incertitude. Au contraire, face aux bonnes nouvelles la réponse devrait être positive, en augmentant l'investissement. Ainsi, ce travail analyse les effets asymétriques de l'incertitude sur l'inversion privée dans la Venezuela pour les années 1983-2004. Pour cela on utilise les modèles GARCH symétriques et asymétriques. Certains des résultats du travail suggèrent qu'une plus grande incertitude serait associée aux nouvelles mauvaises ou chocs négatifs. Ceci implique que l'investissement privé présenterait une réponse asymétrique significative aux chocs positifs et négatifs d'une grandeur similaire.

Mots Clés: incertitude, mauvaises nouvelles, bonnes nouvelles, asymétries, investissement privé

INTRODUCCIÓN

La inversión privada doméstica ha venido cayendo desde la década de los ochenta, período en el cual se ubicó en 10,6% del PIB y esa tendencia se ha hecho cada vez más pronunciada. En efecto, para los años noventa se sitúa en 6,3%, muy por debajo de la realizada en los años setenta, que fue de 16,9%. Esto implica que el sector privado está invirtiendo menos de lo que invertían en la década de los setenta. El comportamiento de la inversión privada es un factor muy importante por considerar y puede verse desde varias ópticas. Una de ellas está en los avances recientes en el análisis del comportamiento de la inversión, los cuales plantean un conjunto de elementos que la diferencian sustancialmente de las decisiones de ahorrar. Lo anterior implica la complejidad que encierra el deterioro y la pérdida de dinamismo de la inversión privada. Lo que no hace fácil tratar de dar una respuesta de la caída de la inversión en Venezuela.

Si bien es cierto que hay un conjunto de elementos que condicionan la dinámica de la inversión privada en Venezuela, es importante considerar la incertidumbre macroeconómica como un elemento de relevancia.

El impacto de la incertidumbre y la inestabilidad macroeconómica sobre la inversión privada, es un tópico que obviamente concierne a los economistas y a los planificadores macroeconómicos. También se ha convertido en el centro de interés en el análisis teórico y empírico. El creciente interés por la volatilidad se debe a la incertidumbre e inestabilidad económica que ésta genera, ocasionando importantes problemas económicos, tanto a corto plazo como a largo plazo.

Dado un contexto de incertidumbre macroeconómica, el inversionista tiene una respuesta asimétrica a partir de las malas y buenas noticias, que lo van a llevar a posponer la inversión o a ejecutarla. Así, el objetivo de este trabajo es el de analizar los efectos asimétricos de la incertidumbre en la inversión privada en Venezuela para el lapso 1983-2004. Las estimaciones se realizan a partir de un modelo GARCH asimétrico univariado, específicamente, el TARARCH y el modelo de componentes ARCH.

El modelo especificado y estimado en el trabajo permite, a diferencia de otras metodologías, determinar los efectos y las asimetrías en la estructura de varianzas y covarianzas respecto de la incertidumbre y la inversión privada. La evidencia de algunos trabajos recientes sugeriría la ventaja de este tipo de especificación, en contraste con otras propuestas más restringidas, en especial dada la característica de la inversión privada en Venezuela.

El trabajo está estructurado en seis partes. La primera, se refiere a la justificación de los modelos GARCH; una segunda, plantea la estructura teórica de los modelos GARCH simétricos; la tercera, plantea la estructura teórica de los modelos GARCH asimétricos; la cuarta, hace referencia a los aspectos metodológicos; la quinta, al análisis estadístico de la variable a utilizar; la sexta, presenta la estimación y resultados del modelo para el lapso de estudio y, por último las conclusiones.

JUSTIFICACIÓN DEL USO DE LOS MODELOS GARCH

El moderno desarrollo de las series temporales ofrece amplias posibilidades. Nuevas modelizaciones asumen que pueden surgir fenómenos de heteroscedasticidad bajo determinados supuestos en la información de las series de tiempo. El estudio de series financieras ha evidenciado que la capacidad para predecir variables cambiaba de un período a otro, lo cual sugeriría que la varianza de los errores de predicción no es constante. Dado que la varianza del término de error puede interpretarse como una medida de incertidumbre en la esfera económica, se puede concluir que, en determinados comportamientos económicos, una mayor incertidumbre en el pasado afecta al comportamiento presente de los agentes económicos.

Una buena parte del trabajo reciente en teoría económica se ha centrado en el comportamiento bajo incertidumbre, de modo que los agentes económicos tienen que tomar decisiones partiendo de la distribución de una variable aleatoria en un punto futuro en el tiempo. Luego, en un horizonte marcado por la aversión al riesgo, el cálculo de la varianza condicional de esa variable será tan importante como el cálculo de la media condicional (Maixé, 2001)

En el terreno de la modelización aplicada a las series macroeconómicas, la valoración de la incertidumbre es un factor explicativo de diversas variables, tales como la inversión, la formación de precios, la determinación de los tipos de cambio, la evolución del empleo, la valoración de los salarios, etc. En todas estas variables, un conocimiento mejor de mecanismo de formación de expectativas seguramente resultara útil para definirías.

En ese contexto, existe un gran número de diferentes tipos de modelos no lineales, pero sólo un pequeño número de ellos han resultado útiles para modelizar datos financieros. De estos modelos los más populares son los ARCH de Engle (1982) y los GARCH de Bollerslev (1986), que utilizan una medida de volatilidad dependiente de los rendimientos al cuadrado. Los modelos de la familia ARCH-GARCH son capaces de recoger características habituales en las series de datos de alta frecuencia como la leptocurtosis o el agrupamiento de la volatilidad.

Los modelos ARCH – GARCH, tanto simétricos como asimétricos permiten estudiar aquellas situaciones donde la varianza condicional es cambiante. Estos son muy aplicados en análisis de índole financiero, donde el inversionista está interesado en estimar la tasa de retorno y su volatilidad durante el período de tenencia, y el emisor del título está interesado en analizar el rendimiento y volatilidad esperados durante la vida del instrumento financiero.

El principal objetivo del inversionista es pronosticar el rendimiento y riesgo del instrumento durante un período de corto plazo, analiza el riesgo que acepta a cambio de un rendimiento a recibir. Por su parte, el emisor del título desea saber la posición

que tiene este instrumento a lo largo de toda la vida del papel, a los efectos de conocer la posición relativa del instrumento que coloca en el mercado.

Los modelos en estudio se basan en la idea que se modela en la media y varianza condicional simultáneamente, es decir, el investigador plantea un modelo de regresión (media condicional) y también un mecanismo que controla la evolución de los errores (varianza condicional), buscando incorporar las grandes fluctuaciones que tiene la volatilidad (incertidumbre) que se mide por la desviación estándar condicional.

La diferencia entre condicional y no condicional es que la expectativa condicional se refiere a una expectativa hacia el futuro sujeta a la información acumulada hasta el tiempo t . La no condicional no modifica el conjunto de información.

MODELOS ARCH-GARCH SIMÉTRICOS

Los modelos ARCH, denominados modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva, han sido diseñados para modelar volatilidad o varianza condicional, de una serie estadística y, resultan apropiados cuando los residuos de las estimaciones presentan heterocedasticidad. Estos modelos permiten capturar la incertidumbre de la variable, (a través de la varianza condicional), como efecto separado de la media de la variable, al estimar la varianza condicional de los residuos. En este caso, se especifica un modelo paramétrico respecto de la volatilidad de las series, donde la varianza condicional no es constante u homocedástica, sino que varía en el tiempo.

Los modelos ARCH se deben originalmente a Engle (1982) y generalizados a modelos GARCH por Bollerslev (1986). Dichos modelos han sido ampliamente utilizados en economía y finanzas y, en particular en los casos de series de tiempo vinculadas con los mercados financieros. Los modelos GARCH explican la varianza condicional de la variable dependiente en función de los valores pasados de la varianza condicional y de los errores al cuadrado rezagados un período, así como de otras variables pre-determinadas o exógenas al sistema.

Un modelo GARCH (1,1)¹ (Generalizad Autorregresive Condicional Heteroskedasticity), tendría la siguiente representación:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_{1t} + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_{1t} \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_t \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

¹ Los números dentro del paréntesis (1,1) hacen referencia al orden del GARCH (el primer término) y el del ARCH (segundo término).

La expresión (1) muestra la media condicional de la variable y en función de las variables exógenas y del error del modelo, ε . En la expresión (2), σ_t^2 denota la varianza condicional de los residuos de y ε_t , con información del período t . Donde el término ε_{t-1}^2 , refleja las novedades respecto de la volatilidad del período previo y el término de residuos GARCH, σ_{t-1}^2 , que mide la varianza condicional rezagada un período.

El modelo GARCH se utiliza para estimar la varianza de las innovaciones impredecibles en una variable, en lugar de simplemente calcular una medida de volatilidad basadas en realizaciones de la variable. Por tanto, la aplicación de este método no sólo permite el cálculo de una esperanza condicional sobre la base de un modelo univariante, sino también de su varianza condicional que puede ser asociada a la idea de incertidumbre. Lo fundamental de esto es que una mayor varianza implicaría una mayor incertidumbre.

De acuerdo con el modelo GARCH de Bollerslev se tiene que la varianza del proceso depende de los errores y la volatilidad (incertidumbre) observados en el pasado: donde también $\{\varepsilon_t\} \sim \text{i.i.d. } (0,1)$, pero ahora, además de que los parámetros tienen que ser positivos, se requiere que $\beta_i \geq 0$. Los procesos GARCH permiten modelar la persistencia en el tiempo de los *shocks* en la varianza condicional, una elevada persistencia, al no cumplirse la condición $\sum (\alpha_i + \beta_i) \leq 0$, ocasiona que los efectos del *shock* tiendan a "olvidarse", en tanto que la baja persistencia solo tiene efectos de corta duración.

No obstante lo anterior, los modelos GARCH simétricos presentan ciertas restricciones, las cuales se centran en:

- Las restricciones de no negatividad de los parámetros son difíciles de lograr en muchas ocasiones.
- Los modelos GARCH no permiten estimar convenientemente el efecto de apalancamiento económico o financiero que aparece en la realidad.
- Los modelos GARCH son difíciles de llevar a práctica, siendo confuso el término de persistencia en la varianza condicional acuñado por Engle y Bollerslev.

Por otra parte, una variante de estos modelos, especificada como ARCH-M (en media), que surge del trabajo de Engle, Lilien y Robins (1987), considera la varianza condicional como variable explicativa en la ecuación de la media de la variable (en algunos casos suele incluirse la desviación estándar condicional en lugar de la varianza condicional).

MODELOS GARCH ASIMÉTRICOS

Fruto de las críticas antes comentadas a las deficiencias de los modelos tipo ARCH-GARCH tradicionales para recoger empíricamente la realidad suministrada por las variables económicas, surgen los modelos GARCH asimétricos.

En una gran cantidad de series económicas, suele observarse que los movimientos descendentes de la variable están asociados con una alta volatilidad, que los movimientos ascendentes de la misma magnitud. Para dar respuesta a este fenómeno, Engle y Ng (1993) propusieron modelar la respuesta asimétrica que tiene lugar a partir de las malas y buenas noticias, *news*. Algunos modelos, como por ejemplo los TARARCH y EGARCH, consideran los *shocks* asimétricos de la volatilidad o incertidumbre.

Los modelos EGARCH nacieron en 1993 cuando Engle y Ng definieron la curva de impactos asimétricos, en la cual hacen notar que en el mercado de capitales no repercuten por igual las buenas y malas noticias, los movimientos a la baja en el mercado vienen con mayor volatilidad que los movimientos al alza.

Pagan y Schwert (1990) y Nelson (1991), desarrollaron el modelo EGARCH o modelo GARCH exponencial, con el propósito de resolver la restricción impuesta por los modelos GARCH. Así, la varianza condicional es igual a:

$$\log \sigma_{\varepsilon_t}^2 = \omega + \alpha * |\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}| + \gamma * \varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1} + \beta \log \sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2 \quad (3)$$

El lado izquierdo de la ecuación es el Log de la varianza condicional. Esto implica que el efecto de influencia es exponencial, en lugar de cuadrático y, eso prevé que la varianza condicional se garantiza como positiva. La presencia de efectos de influencia es debida a que $\gamma > 0$. Los efectos de apalancamiento y de asimetría también pueden calibrarse a través del parámetro γ (valores $> 0, \neq 0$), respectivamente.

Un modelo GARCH tiene la limitación de que trata los efectos de modo simétrico debido a que utiliza los cuadrados de las innovaciones. Otra limitación son las desigualdades que tienen que cumplir los parámetros, estas restricciones eliminan el comportamiento al azar-oscilatorio que pueda presentar la varianza condicional. En cambio en un modelo EGARCH no hay restricciones en los parámetros.

Al ser una combinación lineal entre X y desviaciones sobre su valor absoluto, garantiza una respuesta asimétrica por parte de la varianza condicional ante los movimientos de X. Se considera que en los episodios de *shock* de los mercados, asociados con elevada volatilidad o incertidumbre, sus estimaciones son prácticamente la unidad, indicando una enorme persistencia que puede tener cada shock sobre la varianza condicional.

Generalizando el modelo, se tiene:

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \text{Ln}(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \left(\alpha_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right) \quad (4)$$

En el GARCH exponencial $\log \sigma_t^2$ es un proceso lineal y se verifica su estacionariedad y ergodicidad fácilmente. Si los *shocks* a $\log \sigma_t^2$ mueren rápidamente y remueven la componente en el tiempo, α , entonces $\log \sigma_t^2$ es estrictamente estacionario y ergodico².

El segundo tipo de modelos que son capaces de producir efectos asimétricos son los llamados modelos TARCH (Threshold Heteroskedastic Autoregressive Models) también conocido como el ARCH del umbral, ya que dependen de un umbral (Threshold) por medio del cual definen su reacción. Este modelo fue introducido en forma independiente por Zakoian (1990) y Glosten, Jagannathan y Runkle (1993). En este modelo la especificación de la varianza condicional viene dada por la siguiente expresión:

$$\sigma_{it}^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{it-1}^2 \quad (5)$$

donde $d_t = 1$, si $\varepsilon > 0$; $d_t = 0$ si $\varepsilon < 0$.

En este modelo, las “buenas noticias” ($\varepsilon > 0$) y las malas noticias ($\varepsilon < 0$) presentan diferentes efectos sobre la varianza condicional: las buenas noticias tienen un impacto igual a α , mientras que las malas noticias presentan un efecto igual a $(\alpha + \gamma)$. Si γ fuera $\neq 0$ el impacto de las noticias sería asimétrico, en tanto que si $\gamma > 0$ podría decirse que existe un efecto apalancamiento (*leverage effect*).

Para un orden más alto del modelo TARCH la especificación sería la siguiente:

$$\alpha_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta \sigma_{t-i}^2 \quad (6)$$

donde $d_{t-1} = 1$ si $\varepsilon_{t-1} < 0$ y $d_{t-1} = 0$ si $\varepsilon_{t-1} > 0$

Al observar con atención que si la innovación es negativa, el umbral está activo por lo que el efecto sobre la varianza condicional es mayor, por una contribución. Mientras que si la innovación es positiva el umbral está apagado y no hay contribución a la varianza condicional. De esta forma, se mide el peso que tienen las malas noticias, por lo

² El proceso ergodico para la media si γ tiende a cero rápidamente, como j llega a ser grande y el proceso es ergodico para el segundo momento cuando: $\frac{1}{T-j} \sum_{i=j+1}^T (y_i - \mu)(y_{i-j} - \mu) \rightarrow \gamma_j$

que si d es cero no hay efecto asimétrico. Este punto es vital para decidir si un modelo pertenece a esta familia puesto que se hace la estimación y se procede a realizar la prueba de hipótesis $d = 0$, utilizando el estadístico *t-student* común y corriente. En resumen, el efecto que hay sobre la varianza condicional es que las buenas noticias pesan a , mientras que las malas noticias pesan $(a + d)$

Otro de los modelos que miden efectos asimétricos es el modelo de componentes ARCH.

Este modelo parte de la varianza condicional de un GARCH (1,1):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha (\epsilon_{t-1}^2 - \omega) + \beta (\sigma_{t-1}^2 - \omega) \quad (7)$$

donde ω es una constante para todos los valores de t . en cambio en el modelo del componente se permite que la media de la ecuación de la varianza cambie en el tiempo y se denomina q_t y el modelo se transforma en:

$$\sigma_t^2 - q_t = \alpha (\epsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta (\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad (8)$$

siendo:

$$q_t = \omega + \gamma (q_{t-1} - \omega) + \lambda (\epsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \quad (9)$$

Aquí la varianza condicional σ_t^2 , todavía es volátil, pero lo particular es el reemplazo de ω por q_t y de esta forma se prueba la presencia de una volatilidad de largo plazo cambiante en el tiempo.

En la primera ecuación 7 se describe el componente transitorio $(\sigma_t^2 - q_t)$ que converge a cero con una velocidad dada por $(\alpha + \beta)$. En la ecuación 8 se describe el componente de largo plazo q_t que converge a ω a una velocidad dada por γ . Este modelo equivale a un EGARCH (2,2) con restricciones no lineales en los coeficientes.

La presencia de asimetrías en series temporales puede producir diversos efectos en la identificación y estimación de modelos, tanto para la media como para la varianza condicional. Por otra parte, tanto la heteroscedasticidad condicional como la presencia de asimetrías pueden generar el exceso de curtosis. [Véase por ejemplo, Carnero, Peña y Ruiz (2001)]. Adicionalmente, Senra y Pena (2005) analizan el papel de las asimetrías en la predicción de la volatilidad, concluyendo que la combinación de alternativas

asimétricas, como la formulación de modelos EGARCH y/o TARCH, junto con la inclusión de las asimetrías mejoran las predicciones del GARCH (1,1)

De todos modos existe bastante evidencia empírica tanto a favor como en contra del uso de los modelos asimétricos en la predicción de la volatilidad. Una extensa revisión de los mismos se puede encontrar en el artículo de Poon y Granger (2003). Mientras que artículos como los de Loudon, Watt y Yadav (2000), Taylor (2001) o Awartani y Corradi (2005), entre otros, encuentran evidencia a favor del uso de modelos asimétricos, otros artículos como los de Bluhm y Yu (2000) o Brooks (1998) la encuentran en contra.

ASPECTOS METODOLÓGICOS

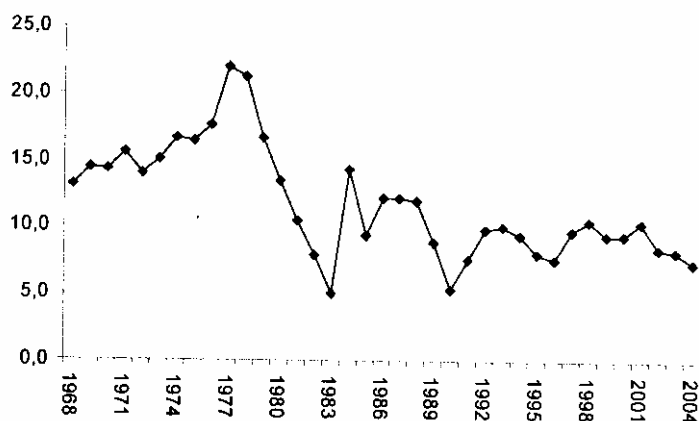
Este estudio se centra en el análisis de la formación bruta de capital fijo privado. Esta puede definirse como el flujo de recursos generados en un periodo determinado que se destina a mantener o incrementar la capacidad productiva de la economía. Mendoza (2003) la define como “el gasto dedicado a la adquisición de bienes duraderos nuevos para su utilización en la producción de bienes y servicios o mejorar los ya existentes” (p. 3). Se trata de una variable fundamental, ya que, por un lado, determina en gran medida las posibilidades de crecimiento a largo plazo de la economía y, por tanto, al ser el componente más volátil de la demanda agregada, sus oscilaciones condicionan de manera decisiva las fluctuaciones cíclicas de la producción y del empleo. Por tanto, el conocimiento de su evolución, comportamiento y de determinantes permitirá diseñar políticas eficientes que ayuden al crecimiento económico y a estabilizar las fluctuaciones económicas.

La estimación empírica utiliza una muestra de datos anuales para el período 1983-2004. Se acude a este lapso muestral, dadas las características particulares de la economía venezolana. Este lapso es particularmente diferenciado en cuanto a la dinámica y comportamiento de la economía venezolana. Así, esta época presenta profundos desequilibrios macroeconómicos, estancamiento y recesión, volatilidad e inestabilidad económica. Adicionalmente, la incertidumbre se hace presente en las decisiones económicas de invertir.

Para entender con más claridad la referencia al período en estudio, el gráfico 1 muestra el comportamiento de la inversión privada como % del PIB.

Como se observa, hasta 1977 la inversión privada presenta un crecimiento sostenido, acorde con las condiciones macroeconómicas, sociales y políticas existentes en el país. Para ese año, la inversión privada se ubica en 22 % del PIB. En el año 1983, se sitúa en 5 % del PIB, presentando una caída, entre 1977 y 1983 del 17%. A partir de allí, la inversión privada presenta, como muestra el gráfico 1, una pérdida importante de dinamismo y un comportamiento volátil.

Gráfico N° 1
Inversión Privada (% PIB)
Venezuela, 1968-2004

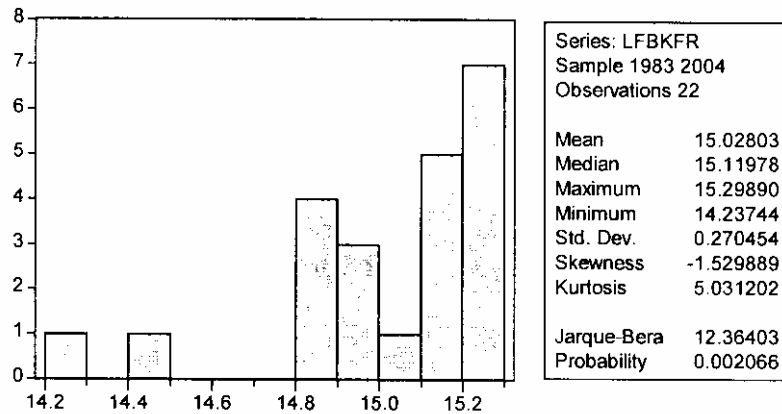


El lapso (1984-2004), se ha caracterizado por las presiones exógenas prevalecientes en el desempeño económico, una fuerte inestabilidad económica y desequilibrios macroeconómicos, sociales, políticos e institucionales, todo esto sazonado con la inestabilidad del mercado petrolero internacional, lo cual ha conllevado al incremento de la volatilidad y pérdida de dinamismo en la inversión privada; así mismo, estos elementos, han ocasionado incrementos en la incertidumbre percibida por los agentes económicos.

Los datos originales de la inversión privada, provienen de la información estadística del Banco Central de Venezuela, BCV. Dicha información se encuentra en diferentes años base. El trabajo metodológico consistió en obtener la inversión privada a precios del año 1997.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO DE LA VARIABLE INVERSIÓN PRIVADA

Cuadro N° 1
Historiograma de la Inversión Privada
Venezuela, 1983-2004



Donde lfbkfr = logaritmo de la Inversión privada real como % del PIB

En el cuadro anterior se muestra el historiograma y los estadísticos principales del logaritmo de la inversión privada, lfbkfr. Como se observa, la variable no presenta una distribución normal, esto se evidencia con lo siguiente: el coeficiente de asimetría es de -1.52, lo que implica un fuerte sesgo a la derecha, es decir presenta una asimetría negativa. Por su parte, el coeficiente de kurtosis, el cual mide el grado de concentración es de 5.03, esto indica que la distribución de la lfbkfr tiene un gran apuntamiento, es decir, es leptocúrtica. En cuanto al coeficiente de normalidad (Jarque-Bera), este presenta un valor de 12.36, lo que significa que se rechaza el supuesto de normalidad de la variable. Estos hechos pueden estar corroborando la existencia de comportamientos de volatilidad condicionada en la inversión privada, lo cual permitirá modelizarla mediante procesos ARCH.

Lo anterior está acorde, con las condiciones macroeconómicas, políticas e institucionales, las cuales han generados *shocks* negativos y/o positivos en la inversión privada. En consecuencia, la respuesta de la inversión privada tiende a ser asimétrica.

Como paso previo a la estimación del modelo GARCH se precedió a realizar el siguiente procedimiento estadístico: a) convertir en estacionarias las series, justamente para evitar que el ruido de la estacionalidad y los ciclos produzcan relaciones espurias,

y b) probar que las variables no tengan varianza³ heteroscedastica, esto es que la varianza no varíe en el tiempo. De rechazarse esto último la técnica apropiada a utilizar es un modelo GARCH.

A continuación se presentan las pruebas de raíz unitaria para la inversión privada

Cuadro N° 2
Pruebas de estacionariedad para la Inversión Privada
1983-2004

Variable	Estadísticos			
	ADF	Crítico	Phillips-Perron	Crítico
lfbkfr	3,765798	3,769597	3,728981	3,769597
Δ lfbkfr	6,427034	3,769597	10,25586	3,769597

* Nivel de significancia al 1%

Δ = Primera diferencia de la variable

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la prueba estadística de Dickey-Fuller Aumentado y el Phillips-Perron, donde la hipótesis nula es que la serie es no estacionaria. Como se observa, la variable lfbkfr (logaritmo de la inversión privada real), no es estacionaria en niveles, tanto para el estadístico ADF (Dickey-Fuller Aumentado) como para el Phillips-Perron. En consecuencia, se procedió a diferenciarla una vez, lo cual fue lo correcto, ya que es estacionaria al 1% con los dos estadísticos. Un comentario es necesario, esta constatación puede estar indicando que la serie histórica de cambios tiene una memoria ilimitada, consecuentemente los *shocks* que afectan a la serie tendrán efectos permanentes sobre el comportamiento de la misma.

Adicionalmente a las pruebas anteriores, se procedió aplicar un test de varianza, a través del cual se puede determinar si la serie posee igual varianza. Este test está basado en tres estadísticos: Bartlett, Levene y Brown-Forsythe⁴.

En el cuadro 3 se muestran los resultados de dicho test, los cuales rechazan la hipótesis nula de igualdad de varianza para el lapso 1983-2004, es decir, la inversión privada en Venezuela presenta una varianza que no es constante sino creciente a lo largo del lapso en estudio.

3 Existen varios test para verificar si la varianza de una serie es constante en el tiempo, entre ellos están: Bartlett, Levine y el de Brown-Forsythe.

4 El test de Bartlett compara el logaritmo de la varianza media ponderada con la suma ponderada de los logaritmos de la varianza. Se distribuye normalmente como una Ji-Cuadrado. El test de Levene, se basa en un análisis de varianza (anova). Se distribuye aproximadamente como una distribución F. El test de Brown-Forsythe es una modificación del test de Levene.

Cuadro N° 3
Test de igualdad de Varianza
para la Inversión Privada
1983-2004

Metodo	df	Valor	Probabilidad
Bartlett	2	2,29089	0,3181
Levene	2,19	1,38555	0,2743
Brown-Forsythe	2,19	1,27454	0,3024

ESTIMACIONES Y RESULTADOS: PERÍODO 1983-2004

MODELO GARCH SIMÉTRICO

Los resultados obtenidos sugieren que para modelar el efecto de la volatilidad condicional cambiante en el tiempo se emplee un modelo GARCH (1,1). Este modelo GARCH define la estructura de la varianza del siguiente modo:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (10)$$

Como la varianza de cualquier variable es por definición positiva, esto obligó a ignorar aquellos modelos no que cumplieron con dicha premisa. La ventaja que ofrecen los modelos GARCH es que son homocedásticos incondicionalmente (los errores tienen una varianza no condicionada y esa varianza es: $\frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\alpha_2}$), pero son heterocedásticos condicionalmente (la varianza condicionada varía en el tiempo de acuerdo con la ecuación 10. Por consiguiente, en los modelos que se estima la varianza no condicional, debe cumplirse siempre $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ y para que la varianza condicionada sea siempre positiva Bollerslev (1986) estableció que $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$ y $\beta_1 > 0$.

Tomando en cuenta estos supuestos, a continuación se muestran los resultados de estimar un modelo GARCH (1,1), simétrico y univariable para la variable, lfbkfr:

Cuadro N° 4
Estimación Modelo GARCH. 1983-2004

Modelo: $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$				
Período: 1983-2004				
Variable: lfbkfr				
		Coefficiente	Estadístico t	Prob.
Constante	(α_0)	0.003113	1.6046	0.1086
A R C H	(α_1)	0.296133	2.3613	0.0182
GARCH	(β_1)	0.694567	5.9754	0.0000
Estadísticos				
	Valor	Prob.		
Durbín - Watson	2,1500			
Jarque- Bera (JB)	0.1688	0.4298		
Arch - LM				
Estadístico F	0.5145	0.4819		
N*R ²	0.5537	0.4568		
Asimetría	0,2017			
Curtosis	2,9842			

Se puede observar en el cuadro 4 que los coeficientes ARCH y GARCH son positivos y su suma es: 0.991, al ser menor que 1⁵ y muy próxima a dicho valor, esto implica que se cumple la condición de estacionariedad en media. A partir de estos elementos se puede extraer una primera conclusión sobre la persistencia de la volatilidad en este período. Es decir, los *shocks* de incertidumbre son bastante persistentes y el proceso de varianza es convergente a su valor no condicional o de largo plazo. Por lo tanto, se cumple con la condición de estabilidad intrínseca. En el caso de esta investigación, se puede decir que en el período en estudio ha persistido la incertidumbre.

Para verificar que el modelo ha sido bien especificado, tanto en media como en varianza, y a la vez saber si es simétrico, se utilizaron un conjunto de estadísticos. En primer lugar, para chequear la especificación de la media y la varianza se utilizó el correlograma de los residuos estandarizados al cuadrado, en este los valores del estadístico Q, resultaron ser no significativos, lo que significa que el modelo está bien especificado en media y varianza. Así mismo, se verificó la normalidad de los residuos (estadístico Jarque-Bera), curtosis y asimetría. Los valores que se muestran en el cuadro

⁵ Para verificar la hipótesis nula $\alpha_1 + \beta_1 = 1$, se utilizó el estadístico de Wald no encontrándose evidencia a su favor al 1% e significancia

4 señalan que los residuos son normales y simétricos, lo que a su vez implica que la correlación ha sido eliminada. Adicionalmente, con carácter general se añade en este modelo el contraste de la existencia de efectos ARCH sin modelar, rechazándose en este caso. (ARCH-M). Todo lo anterior demuestra que el modelo GARCH estimado es simétrico; sin embargo, para corroborar la simetría se usó la correlación cruzada entre los residuos estandarizados al cuadrado y sus rezagos. El resultado de la correlación cruzada debe ser cero para un modelo GARCH simétrico y negativa para modelos asimétricos. En este caso, el resultado es cero.

MODELOS GARCH ASIMÉTRICOS

Una de las principales características de la inversión privada es su comportamiento asimétrico (demostrado en párrafos anteriores), lo que implica que ante malas noticias que generan incertidumbre se producen caídas en la inversión y el riesgo aumenta, por lo que se genera una mayor volatilidad. Por el contrario, buenas noticias deben producir un clima favorable para la inversión, en cuyo caso la volatilidad debería ser menor.

El supuesto que se puede establecer está en la percepción de riesgo del agente económico inversionista. Esta percepción radica en la incertidumbre en cuanto a las condiciones para un clima de inversión favorable, donde la información que percibe el inversor este clara y las reglas del juego estén acorde con las expectativas. Caso contrario, el clima de inversión será percibido de forma negativa, incrementado el riesgo y la incertidumbre.

En este caso, la evidencia señala que el modelo GARCH no captura totalmente los impactos en la volatilidad o incertidumbre de los *shocks* negativos por lo que es posible mejorar la estimación de la incertidumbre. Para verificar estos casos de efectos asimétricos de la incertidumbre en la inversión privada se utilizaran los modelos TAR y el modelo de Componente ARCH.

En primer lugar se estima un modelo TAR, cuya especificación para la varianza es:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (11)$$

Los resultados se presentan en el cuadro 5

Cuadro N° 5
Estimación Modelo TARCh. 1983-2004

Modelo: $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$							
Período: 1983-2004							
Variable: lfbkfr							
		Coefficiente	Estadístico t	Prob.			
Constante		(α_0)	0,0048	1,7158	0,0862		
A	R	C	H	(α_1)	0,2982	3,0388	0,0024
				(γ)	-1,5094	2,6276	0,0086
(RESID<0)*ARCH				(β_1)	1,1703	4,3641	0,0000
GARCH							
Estadísticos							
	Valor	Prob.					
Arch - LM							
Estadístico F	1,4185	0,2483					
N*R ²	1,4589	0,2271					

En este modelo, las buenas noticias se representan $\varepsilon_t > 0$ y las malas noticias por $\varepsilon_t < 0$ y tienen efectos diferentes en la ecuación de la varianza condicional. La buenas noticias sólo tienen un impacto de α_1 y las malas noticias tienen un efecto de $(\alpha_1 + \gamma)$. La influencia de las noticias malas sólo existe cuando $\gamma \neq 0$ y en este caso el efecto de las noticias es asimétrico, con lo cual se verificaría la asimetría del modelo. Si $\gamma > 0$ las innovaciones positivas causan mayor impacto en la volatilidad que las negativas de la misma magnitud.

Como primer paso se procedió a verificar si el parámetro γ es diferente de cero. En efecto, la hipótesis se acepta con la aplicación de una simple *t-student* al 5%. Al aceptarse la hipótesis existe un efecto apalancamiento y el impacto de las noticias es asimétrico. Así, en principio existe asimetría en la información recibida por los inversionistas en el lapso en estudio. En cuanto al efecto de las buenas y malas noticias se obtuvo lo siguiente: el valor de $\alpha_1 = 0.2982$, lo que implica el impacto de las buenas noticias en la inversión privada; por otra parte, $\alpha_1 + \gamma = -1.21$, este resultado estaría indicando que el efecto de las malas noticias tiene mayor impacto en las decisiones de inversión en el caso de Venezuela, que las buenas noticias. En cuanto al parámetro β_1 , que representa el efecto GARCH, es mucho mayor que el estimado en el cuadro 3, lo cual está reflejando una fuerte persistencia en la volatilidad, producto de la incertidumbre.

Una vez realizada la interpretación del modelo, debe procederse a chequear que el modelo está bien especificado. Para ello, Engle y Ng (1993) proponen un conjunto

de pruebas que consisten en probar si los cuadrados de los residuos estandarizados pueden predecirse en base a variables observadas en el pasado, que no se incluyeron en el modelo de volatilidad que se está utilizando. En caso afirmativo, es decir, si estas variables sí explican los residuos al cuadrado, el modelo de la varianza sufre de problemas de especificación. Las pruebas que se sugieren son las de sesgo en el signo, sesgo de signo negativo y la de sesgo de signo positivo. La prueba de sesgo en el signo, examina el impacto de los *shocks*, tanto positivos como negativos no predichos por el modelo que se evalúa. La prueba de sesgo de signo negativo, analiza los efectos que tienen los *shocks* negativos, diferenciados según su tamaño, sobre la volatilidad y que no son predichos por el modelo. La prueba de sesgo en el signo positivo es similar a la anterior, pero se enfoca en los *shocks* positivos.

De acuerdo con Engle y Ng, se puede efectuar una prueba conjunta que englobe a las tres pruebas señaladas, mediante la siguiente regresión auxiliar:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha + \beta_1 d_{t-1}^+ + \beta_2 d_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + \beta_3 d_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} \quad (12)$$

donde ε_t^2 son los residuos estandarizados, d_t es una variable dummy = 1 si $\varepsilon_t < 0$ y con valor de cero en cualquier otro caso. Los valores *t de student* de β_1 , β_2 y β_3 son, respectivamente, las pruebas de sesgo en signo, signo negativo y signo positivo. El producto del número de observaciones por el R^2 , ($N \cdot R^2$) de la ecuación estimada se distribuye como Chi-Cuadrada, χ^2 por lo que se puede probar la hipótesis nula: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$.

Los resultados se muestran en los cuadros 5 y 6, allí se muestran los estadísticos sugeridos por Engle y Ng. Dado los valores se concluye que el modelo está bien especificado, tanto a nivel individual como en conjunto, los cuales aceptan la hipótesis nula de no significancia.

Cuadro N° 6

Test Individuales			
Modelo TARCH			
	Coefficientes	Estadístico	Probabilidad
β_1	-1.388	1.088	0.289
β_2	-7.266	1.089	0.282
β_3	1.249	1.249	0.223

Cuadro N° 7

Test Individuales		
Modelo TARCH		
	Valor	Prob.
N*R2	2.7935	
Chi-Cuadrado	0.1025	
Test de Wald		
Estadístico F	0.4929	0.618
Chi-Cuadrado	0.9858	0.681

MODELO DE COMPONENTE ARCH

El siguiente modelo que a continuación se presenta es el modelo del Componente ARCH, el cual registra un elemento asimétrico, donde se distinguen dos componentes, según se considere su evolución permanente o transitoria. Estos dos términos se incluyen en la ecuación de la varianza. Uno se corresponde con el término a largo plazo y otro con el término a corto plazo. En este modelo, la varianza se especifica como sigue:

$$\sigma_t^2 - q_t = \alpha (\epsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta (\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad (14)$$

$$q_t = \omega + \rho q_{t-1} + \phi (\epsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \quad (15)$$

El componente permanente viene determinado por q_t , que representa la volatilidad hacia la que converge en el largo plazo y el valor ρ indica la persistencia de los *shocks* con efectos en el largo plazo. El componente transitorio viene dado por la diferencia $\sigma_t^2 - q_t$. Es decir, la diferencia entre el valor total de la volatilidad y el valor del componente permanente o de largo plazo. La persistencia de los shocks transitorios está cuantificada por la suma $\alpha + \beta$.

En el siguiente cuadro se muestran los resultados de la estimación del Modelo de Componentes ARCH.

Cuadro N° 8
Estimación Modelo de Componentes ARCH: 1983-2004

$$\text{Modelo: } \sigma_t^2 - q_t = \alpha(\epsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1})$$

$$q_t = \omega + \rho q_{t-1} + \phi(\epsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2)$$

Período: 1983-2004				
Variable: lfbkfr				
		Coefficiente	Estadístico t	Prob.
Perm Constante	(ω)	0,0491	1,6337	0,0256
Perm: [Q-C]	(ρ)	0,9350	7,6412	0,0000
Perm: [ARCH-GARCH]	(ϕ)	-0,1490	-2,1456	0,0319
Tran: [ARCH-Q]	(α)	0,1999	3,3672	0,0115
Tran: [GARCH_Q]	(β)	0,7069	1,7147	0,0274
Estadísticos				
	Valor	Prob.		
Arch - LM				
Estadístico F	0,03662	0,8511		
N*R ²	0,03991	0,8417		

En los resultados anteriores, los coeficientes con la palabra *Perm* representan los coeficientes de la ecuación permanente y los que contienen la palabra *Tran* son los de la ecuación transitoria. El parámetro $\rho = 0.935$ indica la persistencia del componente permanente, poniendo de relieve que este componente converge rápidamente al estado de largo plazo. Generalmente, un valor más elevado, en torno a 0.80 ó 0.90 está indicando que converge más lentamente al largo plazo. El corto plazo viene caracterizado por la suma de $\alpha + \beta$, la cual da un valor de 0.907, lo que se puede interpretar como una alta persistencia de la incertidumbre.

Comprobando la validez del modelo, se analizan los residuos obtenidos de la regresión, para detectar si se comportan y se distribuyen normalmente y si presentan alguna estructura arch. Los resultados se muestran en el cuadro 7, según los valores

mostrados, los residuos no presentan una estructura autorregresiva ni heterocedástica. Por su parte, el estadístico J-B (Jarque-Bera), revela que los residuos se distribuyen normalmente. En consecuencia, estos resultados permiten afirmar la validez del modelo para explicar el comportamiento de la volatilidad y la incertidumbre.

En conclusión, para el período 1983-2004, los resultados de la estimación de los modelos, muestran; en primer lugar, que los efectos asimétricos están presentes; en segundo lugar, la persistencia e incremento en las malas noticias en la toma de decisiones de inversión; en tercer lugar, incremento y persistencia en la volatilidad en la inversión. En consecuencia, los resultados confirman el supuesto inicial de un mayor nivel de incertidumbre en el lapso 1983-2004.

A MODO DE CONCLUSIONES

En este trabajo se analizó uno de los temas que puede ser fundamental en macroeconomía. La respuesta de la inversión privada a la incertidumbre. Para ello se estimó un modelo GARCH simétrico y asimétrico, este último permite comprobar la ausencia o no de efectos asimétricos.

Los modelos GARCH estimados, muestran la persistencia de la volatilidad en la inversión privada, como consecuencia del incremento de la incertidumbre. En este caso, el modelo asimétrico TARARCH presenta una mayor persistencia de esta volatilidad, que se presenta como respuesta asimétrica.

Los resultados muestran para el período 1983-2004, en primer lugar, que los efectos asimétricos están presentes; en segundo lugar, la persistencia e incremento en las malas noticias en la toma de decisiones de inversión; en tercer lugar, incremento y persistencia en la volatilidad en la inversión. En consecuencia, los resultados confirman el supuesto inicial de un mayor nivel de incertidumbre en el lapso 1983-2004.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Awartani, B.M.A y Corradi, V. (2005), "Predicting the volatility of the S&P-500 stock index via GARCH models: the role of asymmetries". *International Journal of Forecasting*, 21
- Bollerslev, T. (1980) "Generalized autorregressive conditional heteroscedaticity" *Journal of Econometrics*, 31.
- Brooks, C. (1998), "Predicting stock market volatility: can market volume help? *Journal of Forecasting*, 17
- Bluhm, H.H.W. y Yu, J. (2000), "Forecasting volatility: evidence from the German stock market", *Working Paper, University of Auckland*

- Carnero, A., Peña, D. and E. Ruiz (2001), "Outliers and conditional autoregressive heteroscedasticity", *Estadística*, 53
- Engle, R. (1982) "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the of variance of United Kingdom inflation" *Econometrica*, N° 50(4)
- Engle, R y NG, V. (1993) "Measuring and testing the impact of news a volatility" *Journal of Finance*, N° 48.
- Engle, R., Lilien, D y Robins, R (1987) "Estimating time varying risks premia in the term structure. The ARCH-LM models" *Econometrica*, N° 55
- Glosten, L., Jagannathan, R y Runkle, D. (1993) "On the relation between the expected value and the volatility on the nominal excess return on stock" *Journal of Finance*, N° 48.
- Loudon, G.F, Watt, W.H. y Yadav, P.K. (2000), "An empirical analysis of alternative parametric ARCH models". *Journal of Applied Econometrics*, 2
- Maixé, J.C. (2001) "El sistema de transferencias en un Mercado monetario en formación (Barcelona-Madrid: 1776-1885). Una aplicación univariante con modelos no lineales" VII Congreso de Historia Económica, Zaragoza.
- Mendoza, O. (2003) "¿Cuáles factores determinan la inversión?". Departamento de Información. *Boletín Económico. BCVOZ*. N° 9. Banco Central de Venezuela.
- Nelson, D. B. (1991) "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach" *Econometrica*, N° 59
- Pagan, A.R y Schwert, G.W. (1990) "Alternative econometrics, for conditional stock volatility" *Journal of Econometrics*, Vol 45
- Senra, I. y B. Pena (2005), "Predicción de la volatilidad de los rendimientos del Índice General de la Bolsa de Madrid: el papel de las asimetrías", Comunicación presentada en la Reunión Anual de Asepelt, Badajoz, 2005
- Zakoian, J.M. (1994) "Threshold heteroskedasticity functions" *Journal of Economic Dynamics a Control*, N° 18.

Recibido: 05 junio 2007

Aprobado: 02 noviembre 2007