

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2009-15

**Noticias Macroeconómicas, Anuncios, y Dinámica de la
Intensidad de Saltos en el Mercado de Valores**

José Gonzalo Rangel
Banco de México

Diciembre 2009

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Noticias Macroeconómicas, Anuncios, y Dinámica de la Intensidad de Saltos en el Mercado de Valores*

José Gonzalo Rangel[†]
Banco de México

Resumen

Este artículo examina el efecto de los anuncios macroeconómicos en la volatilidad del mercado de valores utilizando un proceso Poisson-GARCH Gaussiano con intensidad de saltos que varía en el tiempo, a la cual se le permite reaccionar a dicha información macroeconómica. Se encuentra que el día del anuncio, per-se, tiene un impacto pequeño en la intensidad de los saltos. Los anuncios de empleo son una excepción. Sin embargo, cuando se consideran sorpresas macroeconómicas, los choques inflacionarios muestran un efecto persistente, mientras que los choques de política monetaria y empleo muestran únicamente efectos de corto plazo. También, la intensidad de los saltos responde de manera asimétrica a las sorpresas macroeconómicas. Se proporciona evidencia de que las variables macroeconómicas son relevantes para explicar la dinámica de los saltos y para mejorar los pronósticos de volatilidad en días de eventos.

Palabras Clave: Intensidad de saltos condicional, volatilidad condicional, anuncios macroeconómicos.

Abstract

This paper examines the effect of macroeconomic releases on stock market volatility through a Poisson-Gaussian-GARCH process with time varying jump intensity, which is allowed to respond to such information. It is found that the day of the announcement, per se, has little impact on jump intensities. Employment releases are an exception. However, when macroeconomic surprises are considered, inflation shocks show persistent effects while monetary policy and employment shocks show only short-lived effects. Also, the jump intensity responds asymmetrically to macroeconomic shocks. Evidence that macroeconomic variables are relevant to explain jump dynamics and improve volatility forecasts on event days is provided.

Keywords: Conditional jump intensity, conditional volatility, macroeconomic announcements.

JEL Classification: C22, G14.

*Les agradezco a Jim Hamilton y Rob Engle por las valiosas discusiones que sostuvimos a lo largo de este proyecto. Les agradezco también a Carlos Capistrán, Bruce Lehmann, Allan Timmermann, Camilo Tovar, Christopher Woodruff y Carla Ysusi por sus útiles comentarios. Agradezco de manera muy especial el apoyo financiero que me brindaron el CONACYT y el UCMEXUS. Quisiera también externar mi agradecimiento para con Global Markets por haberme proporcionado una muestra de los datos de la encuesta MMS. Las opiniones expresadas en este artículo son las del autor y no necesariamente reflejan el punto de vista del Banco de México.

[†] Dirección General de Investigación Económica. Email: jgrangel@banxico.org.mx.

1 Introducción

Las respuestas de los precios de los activos y la volatilidad del mercado a la divulgación de información relacionada con variables fundamentales son de crucial importancia para la toma de decisiones financieras y económicas relevantes, como son las relacionadas con la administración de riesgos, la valuación de activos y la asignación de portafolios. Dado que los cambios en los precios y la volatilidad ocurren principalmente a través de transacciones motivadas por razones de información, la forma de estas respuestas puede relacionarse con la naturaleza del proceso de llegada de la información, como lo sugieren Clark (1973) y Ane y Geman (2000).¹ Las discontinuidades del flujo informativo impulsan saltos en el proceso de precios, que generalmente están asociados con periodos de intensa actividad en el mercado.² La evidencia empírica ha rechazado los modelos continuos y ha favorecido los que contienen discontinuidades (ej. Chernov, Gallant, Ghysels y Tauchen (2003); Eraker, Johannes y Polson (2003); Eraker (2004) y Maheu y McCurdy (2004)). Además, la literatura reciente también confirma la importancia de los saltos, no solamente en la caracterización de un rasgo del proceso informativo que impulsa rendimientos a frecuencias altas, sino también en la descripción del mecanismo de transmisión de decisiones de política. Por ejemplo, Das (2002) y Johannes (2004) analizan las tasas de interés y descubren que los saltos son un conducto primario a través del cual la información macroeconómica entra en la estructura temporal.

Todos los estudios antes mencionados concuerdan en que hay una relación estrecha entre los saltos del proceso de rendimientos, los grandes cambios en la volatilidad del mercado y la llegada de eventos (como los anuncios

¹ En estos estudios, la llegada acumulada de información relevante es una medida razonable de los cambios en el tiempo a frecuencias elevadas.

² La versión más simple de los modelos que incorporan saltos es la bien conocida “difusión con saltos”, que se obtiene cuando la llegada acumulada de información tiene un número finito de discontinuidades en un horizonte finito. Geman, Madan y Yor (2000) motivan procesos puramente discontinuos más generales que relacionan cambios en el tiempo con medidas de actividad económica a frecuencias elevadas.

macroeconómicos) que pudieran tomar al mercado por sorpresa. Sin embargo, se sabe menos acerca de la forma específica de esta conexión o de si los impactos sobre la dinámica de la volatilidad son heterogéneos con respecto del tipo de evento informativo. Este artículo aborda estas dos inquietudes al enfocarse en los eventos asociados con la divulgación de información pública sobre variables macroeconómicas fundamentales. En particular, considero un conjunto de anuncios que se divulgan mediante avisos programados de manera periódica y que dan a conocer información acerca de la política monetaria, la inflación y el crecimiento (empleo). En este contexto, exploro los efectos de anuncios y eventos informativos sobre la volatilidad condicional de los rendimientos a través de un canal no lineal asociado con saltos en el proceso de rendimientos. Específicamente, me enfoco en la intensidad condicional de saltos en los rendimientos del mercado de valores. Además, examino hasta qué punto la heterogeneidad entre los anuncios programados explica las diferencias en la conducta dinámica de este componente de saltos, lo cual ayuda a esclarecer las fuentes de la persistencia en el segundo momento condicional de los rendimientos del mercado y aporta un criterio para distinguir entre los efectos permanentes y los transitorios de algunos tipos de choques específicos.

Algunos estudios han analizado el efecto de los anuncios macroeconómicos sobre la volatilidad de los rendimientos de los activos mediante datos diarios e intradiarios (ej. Jones, Lamont y Lumsdaine (1998); Andersen y Bollerslev (1998); y Flannery y Protopapadakis (2002)). El enfoque paramétrico común ha empleado un filtro multiplicador para modelar un cambio de la volatilidad estructural en los días en que se registran eventos. Sin embargo, esta estrategia no permite interacciones directas entre las sorpresas y la dinámica de los saltos. Los enfoques no paramétricos han explotado los desarrollos recientes en la medición de la variación cuadrática de un proceso estocástico mediante datos intradiarios. Por ejemplo, Huang (2007) separa las respuestas del mercado financiero en efectos de volatilidad continuos y saltos en los días de noticias. Encuentra evidencia de que en el caso de varios tipos de anuncios macroeconómicos hay más días con grandes saltos en los días de anuncios que en

los días en que no hay anuncios. Asimismo, encuentra proporciones mayores de días de anuncios en los días de saltos que en la muestra completa. Esta evidencia sugiere que la intensidad de los saltos puede verse afectada por las noticias macroeconómicas y el presente estudio propone una estrategia paramétrica para modelar estos impactos en una configuración dinámica que permita que los anuncios macroeconómicos tengan efectos directos (con distintos tipos de persistencia) sobre la intensidad condicional de los saltos en los rendimientos del mercado.

El marco de trabajo de este artículo sigue el enfoque de Maheu y McCurdy (2004) en términos de que modela el proceso de los rendimientos a través de una combinación de un modelo GARCH con un proceso de saltos de Poisson compuesto en un horizonte de tiempo discreto configurado con una frecuencia diaria.³ Sigo este modelo al permitir que la intensidad de los saltos varíe en el tiempo y que esté serialmente correlacionada aunque, por otro lado, modelo impactos diferenciados de noticias heterogéneas al vincular de manera paramétrica la intensidad de llegada de saltos con las variables de anuncios y noticias y, por otro lado, contemplo efectos asimétricos de los choques sobre el componente de volatilidad asociado a los saltos, lo cual introduce una fuente adicional de efectos de buenas o malas noticias sobre la volatilidad condicional de los rendimientos.

Al emplear los rendimientos diarios del S&P500 y medidas de tiempo real de los anuncios macroeconómicos en los Estados Unidos, el resultado sugiere que la incorporación de variables de noticias fundamentales en la especificación de la intensidad de los saltos es pertinente para caracterizar el efecto de tales noticias sobre las volatilidades condicionales y mejorar las medidas de la ocurrencia de saltos. En efecto, se encontraron efectos heterogéneos derivados de las noticias. Las sorpresas de inflación muestran efectos asimétricos en la intensidad de los saltos y en la media condicional de los rendimientos del

³ Oomen (2002) motiva el uso del proceso de Poisson compuesto como un modelo flexible para caracterizar las propiedades dinámicas de los rendimientos a frecuencias elevadas.

mercado. Además, si bien los choques inflacionarios del Índice de Precios al Productor (IPP) tienen un efecto persistente en la intensidad de los saltos —y por ende, en las volatilidades condicionales—, los choques de política monetaria y de empleo muestran sólo efectos efímeros. Los resultados de este artículo sugieren que la introducción de sorpresas macroeconómicas es pertinente en la explicación y predicción del comportamiento dinámico de las probabilidades de saltos en los días en que se hacen anuncios sobre política monetaria y empleo. Para abordar la cuestión del sobreajuste dentro de la muestra, tan común en los modelos no lineales altamente parametrizados, este artículo también incluye comparaciones de pronósticos fuera de la muestra.⁴ En este sentido, apporto evidencia de que los resultados dentro de la muestra no son un artefacto del sobreajuste y que el uso de especificaciones de la intensidad de los saltos con variables de noticias produce mejoras fuera de la muestra en el pronóstico de la volatilidad de mercado en días de eventos.

Este artículo está organizado de la siguiente manera: La Sección 2 presenta una revisión de la literatura sobre el efecto de las noticias macroeconómicas sobre la volatilidad del mercado. La Sección 3 presenta el modelo que caracteriza la distribución condicional de los rendimientos. La Sección 4 contiene una descripción de los datos empleados en el análisis empírico y define las medidas de las sorpresas empleadas en este artículo. La Sección 5 reporta los resultados de las estimaciones para distintas especificaciones de los modelos de saltos. Por último, se presenta una comparación de modelos rivales en la sección 6 y en la sección 7 se presentan las conclusiones.

2 Efectos de las noticias en la volatilidad financiera

La relación entre la volatilidad del mercado de valores y la incertidumbre acerca de las variables fundamentales ha sido el foco de una activa agenda de investigación orientada a comprender y poner a prueba los factores económicos que ocasionan la volatilidad del mercado de valores. En frecuencias bajas,

⁴ Clark (2004) muestra que las comparaciones de pronósticos extramuestrales son efectivas para evitar el sobreajuste que se produce por la minería de datos.

Schwert (1989) encuentra evidencias débiles en el sentido de que la volatilidad macroeconómica pueda explicar la volatilidad de los rendimientos de las acciones. Por el contrario, sugiere que es más probable que la volatilidad del mercado de valores ocasione la volatilidad macroeconómica. También encuentra que el nivel promedio de volatilidad es considerablemente mayor durante las recesiones. Desde un punto de vista teórico, David y Veronesi (2008) desarrollan un modelo de equilibrio para la valuación de activos en el que las sorpresas de inflación positiva y/o de ganancias negativas inducen más incertidumbre en torno a un cambio de régimen a uno de inflación elevada y/o de bajas ganancias, mismo que se asocia con un aumento en la volatilidad generalizada de los rendimientos de las acciones. Engle y Rangel (2008) encuentran una fuerte relación entre el componente de baja frecuencia de la volatilidad del mercado y variables macroeconómicas como son la inflación, el crecimiento y la volatilidad macroeconómica. Estos artículos solamente examinan una relación de largo plazo entre la volatilidad de los rendimientos y fundamentos económicos.

Desde una perspectiva de corto plazo, otros estudios han abordado la reacción de la volatilidad del mercado a noticias sobre fundamentos divulgadas en los días de anuncios. La mayor parte de esta investigación se ha enfocado en la dinámica de la volatilidad condicional basada en el marco de trabajo ARCH/GARCH introducido por Engle (1982) y Bollerslev (1986). Por ejemplo, Li y Engle (1998) examinan el grado de heterogeneidad en la persistencia de la volatilidad asociado con los días de anuncios macroeconómicos programados y los días en que no se dan anuncios en el mercado de futuros del Tesoro. Introducen un modelo GARCH filtrado que se encarga de los patrones cíclicos de los efectos-del-día-de-la-semana y los efectos de los anuncios al descomponer la volatilidad de los rendimientos en un componente transitorio y otro no transitorio. Encuentran patrones heterogéneos de persistencia al comparar los anuncios macroeconómicos calendarizados con los no calendarizados. Específicamente, los anuncios calendarizados se relacionan con una menor persistencia de la volatilidad. También rechazan las primas de riesgo en los días en que se emiten anuncios.

Jones, Lamont y Lumsdaine (1998) presentan un análisis similar para el mercado de los bonos del Tesoro. Encuentran evidencia de la existencia de efectos-del-día-de-la-semana con forma de “U” y efectos del tipo “calma antes de la tempestad” en la volatilidad de los rendimientos de los bonos. A diferencia de Li y Engle (1998), encuentran que los choques en los días de anuncios no persisten en lo absoluto, sino que son puramente transitorios. Este hecho apoya la Hipótesis de la Mezcla de Distribución de Clark (1973), que sugiere que la persistencia de la volatilidad se debe únicamente a una correlación serial en el proceso informativo. Además, sugieren primas de riesgo en los días de anuncios, lo cual favorece una especificación GARCH-M.

Andersen y Bollerslev (1998) estudian efectos potencialmente distintos sobre la volatilidad de los anuncios programados en comparación con los no programados, mediante datos de los rendimientos intradiarios al tipo de cambio (rendimientos a intervalos de cinco minutos). Sus resultados sugieren que los anuncios macroeconómicos tienen un amplio impacto en los rendimientos intradia cuando llegan al mercado, a pesar de que los efectos inducidos sobre la volatilidad son efímeros. A nivel diario, la significancia de estos anuncios en la volatilidad es tenue.

En términos de los rendimientos de las acciones, Flannery y Protopapadakis (2002) usan un modelo GARCH para detectar el efecto de los anuncios macroeconómicos en distintos índices del mercado de valores. Consideran como “factor de riesgo” potencial todo anuncio macroeconómico que afecte los rendimientos o aumente la volatilidad condicional. Sus resultados sugieren que las medidas de la inflación (IPC e IPP) afectan únicamente el nivel de rendimiento de las acciones y que tres candidatos a factores reales (la balanza comercial, el empleo/desempleo y la construcción de casas nuevas) afectan sólo la volatilidad condicional de los rendimientos.

Bomfim (2003) examina el efecto de los anuncios de política monetaria sobre la volatilidad de los rendimientos de las acciones. Su trabajo se basa en el marco de trabajo de Jones et al. (1998) y sus resultados sugieren que las

decisiones inesperadas de política monetaria tienden a impulsar significativamente la volatilidad del mercado de valores en el corto plazo. Como era de esperarse, las sorpresas de signo positivo tienden a tener un mayor efecto sobre la volatilidad que las sorpresas de signo negativo.

La configuración básica que consideran todos estos estudios se basa en un filtro multiplicador con variables dicotómicas de anuncios. Esto sugiere que en los días de anuncios hay un cambio determinístico en el componente de difusión estándar que describe el proceso informativo. En otras palabras, los efectos de los anuncios se modelan básicamente como efectos estacionales. La investigación reciente ha señalado que no es el hecho de que se dé un anuncio lo que importa *per se*, sino el contenido de sorpresa del mismo.⁵ Naturalmente, el elemento sorpresa es inesperado y típicamente se le asocia con un salto en el proceso de rendimientos. Con la reciente disponibilidad de datos de alta frecuencia, se han sugerido nuevos desarrollos econométricos en torno al marco de trabajo de volatilidad realizada de Andersen, Bollerslev, Diebold y Labys (2003) para filtrar la contribución de los saltos a la medida de la varianza realizada (véanse Andersen, Bollerslev y Diebold (2007) y Barndorff-Nielsen y Shephard (2004)). En este contexto, Huang (2007) encuentra una mayor proporción de días con saltos en el grupo de días con anuncios macroeconómicos y, dentro del grupo de días con saltos, la mayor proporción corresponde a los días en los que se observan sorpresas macroeconómicas. Siguiendo esta intuición, presento un enfoque alternativo para caracterizar el efecto en la volatilidad de las sorpresas en los días de anuncios al modelar este impacto mediante un componente de saltos en el proceso de rendimientos y caracterizar la respuesta de la intensidad de los saltos a los eventos macroeconómicos.

⁵ Véase Johannes (2004) para conocer una discusión más a fondo.

3 Descripción del modelo

Primero, considero un proceso de rendimientos de las acciones en tiempo discreto que está afectado por choques informativos heterogéneos. Siguiendo el marco de trabajo de Maheu y McCurdy (2004), las innovaciones del proceso de rendimientos son impulsadas por un proceso informativo latente que tiene dos componentes separados que se distinguen por su impacto noticioso: a) ε_{1t} representa los eventos informativos “normales” que se supone impulsan cambios parsimoniosos en los precios; b) ε_{2t} denota los eventos informativos “sorprendentes” que ocasionan cambios grandes y relativamente infrecuentes en los precios.⁶ Por ende, bajo el conjunto informativo Ω_{t-1} que incluye la información de rendimientos pasados (y posiblemente variables exógenas conocidas antes del tiempo t), el proceso de rendimientos puede especificarse de la siguiente manera:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t} \quad (1)$$

donde

$$\varepsilon_{1t} = \sigma_t z_t, \quad z_t \sim iidN(0,1) \quad \text{para cualquier } t,$$

$$\varepsilon_{2t} = \sum_{j=1}^{N_t} c_{jt} \quad c_{jt} \sim iidN(0, \delta^2) \quad \text{para cualquier } j = 1, 2, \dots, N_t,$$

$$N_t | \Omega_{t-1} \sim Poisson(\lambda_t),$$

$$\lambda_t = \text{intensidad de llegada variable en el tiempo} = E(N_t | (\Omega_t - 1)),$$

$\mu_t = \mu(X_t) = \text{media condicional variable en el tiempo}$ (X_t denota un vector de variables explicativas).⁷

⁶ Este marco de trabajo también se introdujo en Chan y Maheu (2002).

⁷ Se supone que la intensidad del salto es medible con respecto de Ω_{t-1} y se supone que las innovaciones z_t y c_{jt} son independientes. Sin embargo, la dinámica de la intensidad de los saltos condicionales autorregresivos que se considera más adelante no depende de esta condición (véase Chan y Maheu (2002)).

Nótese que $\varepsilon_{1t}|\Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$ siempre y cuando $\sigma_t \in \Omega_{t-1}$. Bajo este supuesto, la dinámica de σ_t puede describirse por un proceso GARCH y, por ende, el proceso de rendimientos sigue un modelo mixto GARCH con saltos. De lo contrario, cuando $\sigma_t|\Omega_{t-1}$ es aleatorio, tenemos un modelo de volatilidad estocástica con saltos y $\varepsilon_{1t}|\Omega_{t-1}$ no es gaussiano.⁸

¿Por qué diseñar modelos de saltos con intensidades que varían en el tiempo? Los modelos que dan cuenta de grandes movimientos del mercado o colas pesadas han acaparado el interés de los académicos durante varios años. En este sentido, se han explorado ampliamente los modelos de volatilidad estocástica (VE) y los modelos de saltos que presentan saltos estocásticos. Desde un punto de vista empírico, Eraker (2004) argumenta que ninguno de estos modelos ha resultado totalmente exitoso. Los modelos de VE tienen problemas para explicar los desplomes del mercado debido a que requerirían de un nivel de volatilidad elevada poco plausible tanto antes como después del desplome. Por otro lado, los modelos de saltos estándar suponen que la intensidad de los saltos es constante. Este supuesto dificulta la explicación de la tendencia de los grandes movimientos a agruparse en el tiempo. El marco de trabajo tomado en el presente estudio combina estos dos enfoques en un marco de trabajo de tiempo discreto y relaja el supuesto de una intensidad de saltos constante.⁹ El resultado es un modelo que tiene gran flexibilidad al momento de describir la dinámica del proceso de rendimientos. En efecto, las intensidades de llegada que varían en el tiempo hacen que los momentos de orden más elevado también varíen en el tiempo, lo que captura fácilmente los cambios en la forma de las colas de la distribución condicional asociadas con periodos de zozobra financiera.

En la literatura se han propuesto algunas especificaciones plausibles para la intensidad de los saltos. Por ejemplo, Jorion (1988) considera una intensidad de los saltos constante; Das (2002) propone un modelo con diferentes regímenes

⁸ En este caso, $\varepsilon_{1t}|\Omega_{t-1}$ es un proceso estocástico subordinado que puede verse como un proceso gaussiano con varianza aleatoria. Véanse Clark (1973) y Andersen (1996) para conocer los detalles.

⁹ Los modelos GARCH (1,1) pueden verse como aproximaciones discretas de las difusiones empleadas en los modelos de VE continuos (véase Nelson (1990)).

tanto para la intensidad de los saltos como para la volatilidad incondicional; Eraker (2004) modela la intensidad de los saltos como una función afín de un componente de volatilidad estocástica; Maheu y McCurdy (2004) especifican la intensidad de los saltos como un proceso autorregresivo que oscila alrededor de una media. Este enfoque es atractivo porque da mayor flexibilidad para capturar las características dinámicas de la intensidad de los saltos, como son la persistencia y la sensibilidad de la llegada de nueva información. Por esta razón, sigo la especificación de Maheu y McCurdy para λ_t , aumentada con otras variables explicativas asociadas con anuncios y sorpresas macroeconómicas. Nótese también que la especificación de la intensidad de los saltos tiene implicaciones directas para la volatilidad condicional. De hecho, si el modelo se especifica correctamente, la varianza condicional toma la siguiente forma:

$$\text{var}(r_t|\Omega_{t-1}) = \sigma_t^2 + \lambda_t\delta^2 \quad (2)$$

Por ende, las sorpresas pueden influir en la volatilidad condicional, ya sea a través de su efecto sobre la intensidad de llegada de los saltos o mediante el proceso GARCH que describe σ_t^2 . Asimismo, bajo esta especificación, el impacto de las noticias sobre la volatilidad del mercado podría estar impulsado por el efecto de sorpresas anteriores sobre la probabilidad condicional de observar la llegada de un salto en el proceso de precios. Esta conducta dinámica puede describir el exceso de volatilidad asociado con una situación del tipo “problema del peso”. La ecuación (2) es clave para la interpretación de mis resultados empíricos, ya que cualquier efecto sobre λ_t también gobernará la volatilidad condicional siempre y cuando δ sea significativamente distinto a cero.

La siguiente proposición caracteriza la densidad condicional de un proceso de rendimientos descrito por (1), así como un filtro que describe el número esperado condicional de saltos en el proceso.¹⁰

¹⁰ Las ecuaciones (3) y (4) se conocen como ecuaciones (23) y (24) en Maheu y McCurdy (2004).

Proposición 1 Si los rendimientos siguen el proceso descrito en la expresión (1) con $0 < \sigma_t < \infty$ y $0 < \lambda_t < \infty, \forall t$, entonces la densidad condicional de los rendimientos dado un conjunto pertinente de parámetros Θ toma la forma:

$$f(r_t | \Omega_{t-1}, \Theta) = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\exp(-\lambda_t) \lambda_t^j}{j!} \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_t^2 + j\delta^2)}} \exp\left(-\frac{(r_t - \mu_t)^2}{2(\sigma_t^2 + j\delta^2)}\right) \quad (3)$$

Asimismo, la densidad condicional del número de saltos observados en el tiempo t , dada la información actualizada, puede expresarse como:

$$p(N_t = j | \Omega_t) = \left(\frac{\frac{\exp(-\lambda_t) \lambda_t^j}{j!} \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_t^2 + j\delta^2)}} \exp\left(-\frac{(r_t - \mu_t)^2}{2(\sigma_t^2 + j\delta^2)}\right)}{f(r_t | \Omega_{t-1}, \Theta)} \right) \quad (4)$$

La prueba se incluye en el Apéndice A1.

Nótese que estas densidades suponen una suma infinita que hace no factible su análisis para fines de estimación. Sin embargo, en aplicaciones prácticas pueden tomarse aproximaciones de orden finito basadas en expansiones de Taylor. Esta es una práctica común en los modelos análogos de difusión con saltos en tiempo continuo.¹¹ De hecho, la aproximación de primer orden de la ecuación (3), que parece funcionar bien cuando λ_t es “pequeña”, está dada por:¹²

$$f^1(r_t | \Omega_{t-1}, \Theta) = \frac{(1 - \lambda_t)^2}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} + \frac{\lambda_t}{\sqrt{2\pi(\sigma_t^2 + \delta^2)}} \exp\left(-\frac{(r_t - \mu_t)^2}{2(\sigma_t^2 + \delta^2)}\right) \quad (5)$$

La ecuación (5) toma una forma bastante conveniente dada por una mezcla de densidades gaussianas impulsadas por la intensidad de llegada de saltos variable en el tiempo. La expresión también puede asociarse con un proceso con

¹¹ Véanse Ait-Sahalia (2004) y Yu (2007) para conocer las condiciones para la existencia y la unicidad de las densidades aproximadas en modelos de difusión con saltos en tiempo continuo y la estimación de máxima verosimilitud.

¹² En estudios anteriores se descubrieron valores de λ_t que varían entre 0.01 y 0.30. Véanse por ejemplo, Johannes (2004) y Maheu y McCurdy (2004). Por lo tanto, esta suposición no parece ser muy restrictiva y simplifica la probabilidad de manera conveniente.

saltos gobernado por una variable aleatoria de Bernoulli con un parámetro variable en el tiempo, que corresponde a la probabilidad condicional de observar un salto en el tiempo t dada la información pasada. Por el contrario, Maheu y McCurdy (2004) emplean una suma truncada como aproximación de la ecuación (3). Yo sigo este enfoque en la parte empírica de este artículo.¹³

Una caracterización total de la probabilidad requiere de parametrizaciones para λ_t y σ_t . En este estudio, considero dos especificaciones principales para la intensidad de los saltos que amplían el modelo de Maheu y McCurdy (2004) al incorporar los efectos de variables explicativas exógenas de dos maneras distintas: una es persistente y la otra es efímera. Caracterizo estas especificaciones como:

a) Intensidad del salto con efectos persistentes:

$$\lambda_t = c + \rho\lambda_{t-1} + \gamma\zeta_{t-1} + \Lambda(a'x_t) \quad (6)$$

b) Intensidad del salto con efectos transitorios:

$$\lambda_t = c + \rho(\lambda_{t-1} - \Lambda(a'x_{t-1})) + \gamma\zeta_{t-1} + \Lambda(a'x_t), \quad (7)$$

donde $\Lambda(\cdot) = 2 * \left[\frac{\exp(\cdot)}{1+\exp(\cdot)} - \frac{1}{2} \right]$, x_t es un vector de variables explicativas exógenas, conocido antes del tiempo t , $|\rho| < 1$ y ζ_t es una revisión o término residual de la intensidad del salto que se define de la siguiente manera:¹⁴

$$\zeta_{t-1} = E(N_{t-1}|\mathcal{Q}_{t-1}) - E(N_{t-1}|\mathcal{Q}_{t-2}). \quad (8)$$

La forma funcional logística de Λ retiene la intuición atractiva de un modelo logit en donde la probabilidad de observar un salto se explica parcialmente mediante los regresores exógenos, que se definen en la siguiente sección. Es

¹³ Una versión anterior de este estudio consideró la aproximación de primer orden de la probabilidad en la ecuación (5), así como una aproximación de segundo orden. Se encontró que los resultados empíricos asociados con los efectos de los anuncios y las noticias no se ven afectados por esta elección.

¹⁴ Este término de revisión forma una secuencia de martingala en diferencias.

importante destacar que el conjunto informativo se amplió para incluir no sólo los rendimientos pasados, sino también las variables de noticias exógenas que se conocen antes de la realización de r_t .¹⁵ Además, esta especificación resulta ser conveniente para la estimación, ya que suaviza los efectos de los valores extremos de dichos regresores. En cuanto al término de revisión, nótese que $E(N_{t-1}|\Omega_{t-2}) = \lambda_{t-1}$ y, $E(N_{t-1}|\Omega_{t-1})$ da el número esperado de saltos dada la información actual. De hecho, este último término se obtiene al actualizar la expectativa condicional mediante la regla de Bayes y una aproximación de orden finito de la densidad de (4). Por ejemplo, considerando una versión truncada de la probabilidad, esta expectativa condicional puede aproximarse de la siguiente manera:

$$E^{(k)}(N_t|\Omega_t) = \frac{\sum_{j=1}^k \frac{\exp(-\lambda_t)\lambda_t^j}{j!} \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_t^2 + j\delta^2)}} \log\left(\frac{(r_t - \mu_t)^2}{2(\sigma_t^2 + j\delta^2)}\right)}{f^{(k)}(r_t|\Omega_{t-1}, \Theta)} \quad (9)$$

y

$$\zeta_t = E^{(k)}(N_t|\Omega_t) - \lambda_t \quad (10)$$

Adicionalmente, parametrizo el componente de volatilidad de difusión como un GARCH (1,1) estándar:

$$\sigma_t^2 = w + g\varepsilon_{t-1}^2 + b\sigma_{t-1}^2, \quad (11)$$

donde $\sigma_t^2 = E(\varepsilon_{1t}^2|\Omega_{t-1})$, $\varepsilon_t = \varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t}$ y los parámetros satisfacen las suposiciones de estacionariedad estándar ($g, b \geq 0, g + b < 1$).¹⁶

¹⁵ Si bien dichas variables están clasificadas como contemporáneas, el ejercicio empírico considera variables que se conocen antes del cierre del mercado. Por ejemplo, los anuncios sobre el IPC, el IPP y el empleo se hacen temprano por la mañana (antes de que abra el mercado) y los anuncios sobre política monetaria por lo general ocurren unas cuantas horas antes de que cierre el mercado.

¹⁶ En términos de momentos de orden superior, las suposiciones descritas en (1) implican un sesgo condicional de cero y una curtosis variable en el tiempo, la cual está dada por:

$$K_{t+1} = \frac{E(r_{t+1}^4|\Omega_t)}{(E(r_{t+1}^2|\Omega_t))^2} = 3 \left(1 + \frac{\lambda_{t+1}\delta^4}{(\sigma_{t+1}^2 + \lambda_{t+1}\delta^2)^2} \right) \quad (12)$$

4 Descripción de los datos y medidas de las sorpresas

En este estudio empleo datos del índice S&P500, que se obtuvieron de la base de datos del Centro de Investigación de los Precios de Valores (CRSP, por sus siglas en inglés). El periodo de muestra va del 2 de enero de 1992 al 29 de agosto de 2008. Los datos se dividen en porciones para un análisis dentro de la muestra y otro fuera de la muestra. La primera porción se usa en la búsqueda de especificación e incluye datos del 2 de enero de 1992 al 31 de diciembre de 2003. La parte fuera de la muestra se usa para las comparaciones de pronósticos e incluye datos del 2 de enero de 2004 al 29 de agosto de 2008.¹⁷ Las variables macroeconómicas pertinentes de Estados Unidos incluyen el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el Índice de Precios al Productor (IPP), la Tasa de Interés de Fondos Federales (FFR, por sus siglas en inglés), la Nómina No Agrícola (NFP, por sus siglas en inglés) y la Tasa de Desempleo (Ump, por su abreviatura en inglés).¹⁸ A excepción de la tasa de interés de corto plazo, los datos sobre los demás anuncios macroeconómicos se obtuvieron de la Oficina de Estadísticas Laborales.¹⁹ Los pronósticos macroeconómicos se obtuvieron de la encuesta sobre Servicios del Mercado de Dinero (MMS, por sus siglas en inglés) para el periodo muestral 1992–2003. Incluyen datos de encuestas telefónicas normalmente realizadas una semana o menos antes de la divulgación de cualquier anuncio macroeconómico.²⁰ Con base en esta información y a la

¹⁷ Clark (2004) y Ashley, Granger y Schmalensee (1980) han favorecido el enfoque de dividir la muestra en dos porciones no traslapadas intra y extramuestrales para evaluar el poder de predicción de los modelos y evitar el sobreajuste.

¹⁸ Los estudios anteriores que incluyen choques de distintas variables macroeconómicas han concluido que sólo algunas de ellas son significativas para los rendimientos del capital. En particular, los indicadores de inflación y de la producción parecen ser los más importantes. Véanse Andersen, Bollerslev, Diebold y Vega (2003) para ver información sobre los tipos de cambio; Li y Engle (1998) y Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) para obtener información sobre las tasas de interés; y Schwert (1981) para conocer más sobre los rendimientos del mercado de valores.

¹⁹ Estos anuncios los hace el Departamento del Trabajo, normalmente a las 8:30 am en días de anuncio calendarizados de manera periódica.

²⁰ Estos datos fueron amablemente proporcionados por Informa Global Markets/MMS. Balduzzi, Elton y Green (2001) concluyeron que los datos de la encuesta MMS son una representación acertada de la expectativa de consenso del mercado. Pearce y Roley (1985) encuentran que los pronósticos de la MMS no están sesgados y son eficientes.

usanza de Balduzzi, Elton y Green (2001), se calcula una sorpresa estandarizada para el anuncio k el día t de la siguiente manera:

$$S_{kt} = \frac{Y_{kt} - \hat{Y}_{kt}}{\hat{\sigma}_k} \quad (13)$$

donde Y_{kt} es la realización de la variable k , \hat{Y}_{kt} es la mediana del pronóstico (pronóstico de consenso) correspondiente y $\hat{\sigma}_k$ es la desviación estándar del error de pronóstico. Las sorpresas se calculan de esta manera para los anuncios en donde el pronóstico de consenso se obtiene de manera explícita a partir de las encuestas antes mencionadas.

En cuanto a los choques de política monetaria, la literatura reciente ha señalado que los futuros de fondos federales dominan todos los demás instrumentos para la predicción de cambios a corto plazo en la tasa de interés de los fondos federales de Estados Unidos (FFR). Por lo tanto, estos instrumentos pueden usarse para calcular sorpresas de política monetaria en torno a los anuncios del Comité Federal de Mercado Abierto (FOMC, por sus siglas en inglés) de la siguiente manera:

$$S_{it} \equiv i_t - E_{t-1}i_t = \left(\frac{D}{D-d} \Delta f f_t \right) \quad (14)$$

donde i_t denota la tasa de interés de fondos federales, $\Delta f f_t$ es el cambio en la tasa del contrato de futuros del mes en curso, D representa el número de días que tiene el mes y d indica el día del mes en que se lleva a cabo la reunión del FOMC.²¹

La figura 1 muestra los patrones dinámicos de los rendimientos del S&P500 y la volatilidad durante el periodo dentro de la muestra. Esta medida de la volatilidad se basa en la volatilidad de rango alto-bajo introducida por Parkinson (1980). Ambos paneles ilustran la presencia de varios eventos extremos que tienden a agruparse en algunos periodos. El cuadro 1 ilustra la

²¹ Véanse Kuttner (2001) y Gürkaynak, Sack y Swanson (2002, 2003) para obtener mayores detalles.

distribución de los anuncios por día de la semana. Esta distribución sugiere que los efectos-del-día-de-la-semana podrían estar presentes en esta muestra. Por ejemplo, casi todos los anuncios sobre el empleo ocurren los viernes, la mayoría de las reuniones del FOMC se concentran los martes y miércoles y se hacen muy pocos anuncios los lunes. Sin embargo, con base en la medida de la volatilidad de rango alto-bajo, el cuadro 2 muestra que los efectos-del-día-de-la-semana no son significativos durante este periodo de la muestra.

El cuadro 3 describe la distribución de esta medida de volatilidad por tipo de anuncio. A partir de esta descripción podemos observar que la volatilidad parece aumentar en los días de anuncio, especialmente en aquellos asociados con anuncios sobre la política monetaria (FFR) y el empleo (NFP y Ump). Una prueba t para la igualdad de medias sugiere que estos efectos son significativos. Además, la volatilidad promedio exhibe un nivel por debajo del promedio en los días anteriores a los anuncios de información sobre la FFR y la NFP/Ump. Este fenómeno se conoce como la “calma antes de la tempestad”. Sin embargo, las pruebas t indican que el efecto no es significativo.²² En general, esta descripción confirma la importancia de desenmarañar los efectos heterogéneos asociados con distintos tipos de eventos informativos.

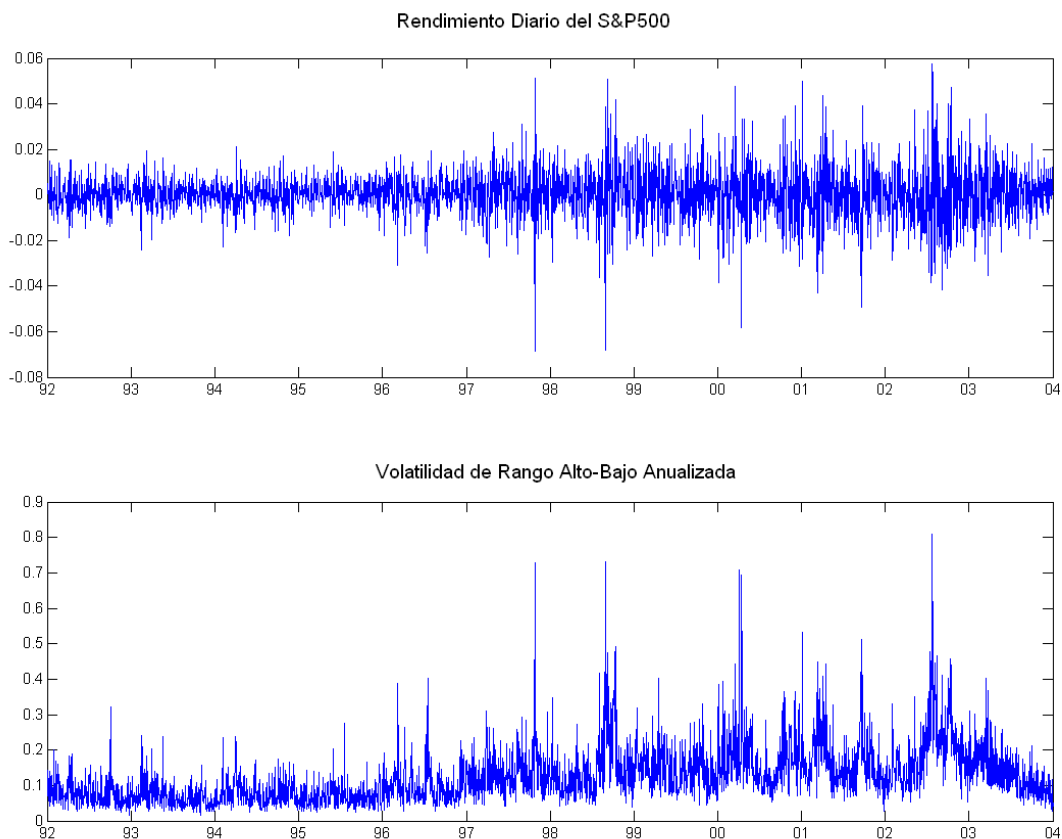
5 Estimación y resultados

Esta sección discute los resultados de las estimaciones del modelo de saltos descrito en la Sección 3. La estimación se basa en la aproximación truncada de la probabilidad dada en (3) (hasta el 10° término de la suma), la especificación de la volatilidad de difusión dada en (11) y diferentes modelos para la intensidad de los saltos. Primero, considero un modelo sin efectos de anuncios o noticias mediante la especificación de la intensidad de los saltos de Maheu y McCurdy (2004). Posteriormente, estimo las ecuaciones (6) y (7), donde se incluyen como

²² Para un periodo de muestra más breve, Bomfim (2003) encuentra efectos significativos del tipo “calma antes de la tempestad” para los anuncios sobre política monetaria.

variables explicativas las variables de anuncios y noticias definidas en la sección anterior.²³

Figura 1: Rendimientos y volatilidad de rango alto-bajo del S&P



5.1 Resultados de un modelo de referencia sin variables explicativas

En el modelo de referencia, la intensidad de los saltos se define como $\lambda_t = c + \rho\lambda_{t-1} + \gamma\zeta_{t-1}$, donde ζ_{t-1} se define en (8).²⁴ En este caso, el conjunto de parámetros es $\{\mu, \delta, c, \rho, \gamma, w, g, b\}$.²⁵ Este modelo se estima mediante la porción de datos dentro de la muestra (del 2 de enero de 1992 al 31 de diciembre de

²³ Una versión anterior de este estudio consideraba la aproximación de primer orden de la ecuación (5). En general, los resultados empíricos presentados en esta sección no son sensibles a este cambio.

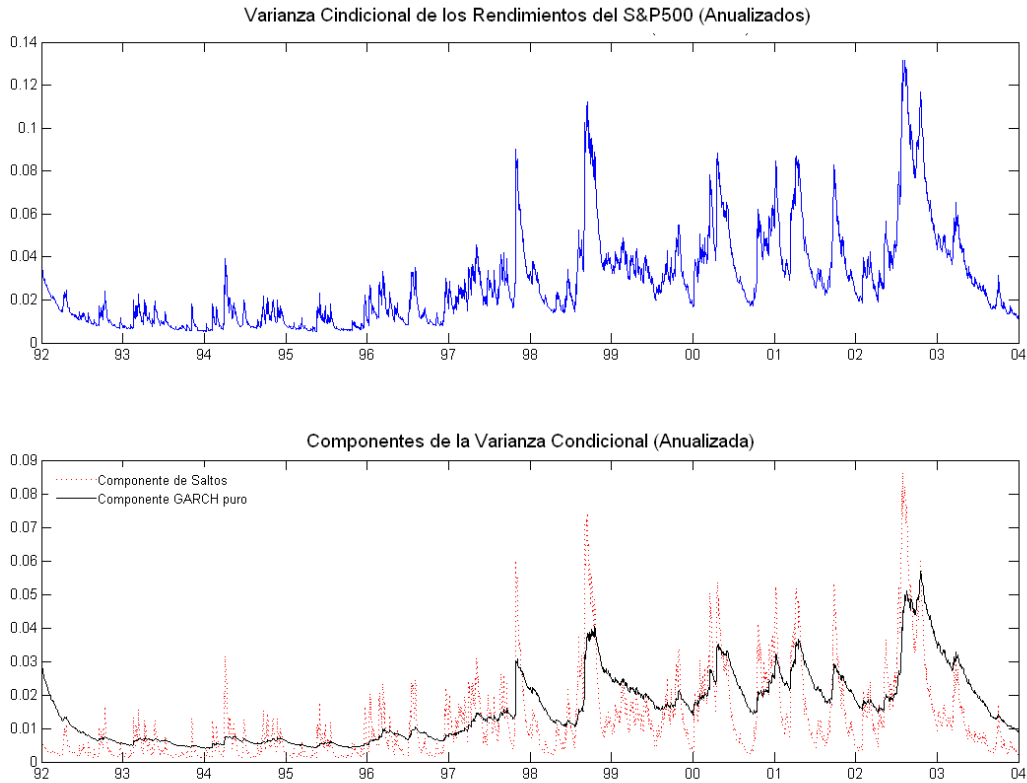
²⁴ Esta es una versión simplificada del modelo de Maheu y McCurdy (2004), ya que en el caso actual el componente de la varianza GARCH no incluye efectos asimétricos.

²⁵ El modelo de referencia supone una media condicional constante μ .

2003). El cuadro 4 muestra los resultados de la estimación, que sugieren que todos los coeficientes son altamente significativos. La estimación de ρ indica una intensidad de los saltos altamente persistente, lo cual es consistente con los hallazgos de Maheu y McCurdy (2004) acerca del agrupamiento de saltos en los rendimientos de los índices de mercado.²⁶ El impacto de una revisión en el número esperado de saltos, descrito por γ , sugiere un ajuste de cerca del 47% de su magnitud en la intensidad del salto. Esto confirma la flexibilidad del modelo para ajustarse rápidamente a los grandes cambios de precios que afectan la probabilidad condicional de los saltos. El parámetro δ , asociado con la varianza del tamaño del salto, también es altamente significativo, lo cual apoya la importancia del término del salto en la volatilidad condicional de los rendimientos. De manera similar, los parámetros GARCH del componente de volatilidad de difusión son significativos y, como es común, el término GARCH es muy persistente y el efecto ARCH es reducido. Esto indica que la inclusión de los saltos no afecta la significancia de los términos que caracterizan la dinámica del término de volatilidad más suave. El panel A de la figura 2 ilustra la varianza condicional y el panel B muestra la contribución de sus dos componentes (el término GARCH y la varianza del salto).

²⁶ En Maheu y McCurdy (2004) las estimaciones para ρ son 0.948, 0.831 y 0.979 para el Promedio Industrial Dow Jones (DJIA, por sus siglas en inglés), Nasdaq 100 y el Índice Tecnológico (TXX) del Consejo de Operaciones de Chicago (CBTO, por sus siglas en inglés), respectivamente. Sus resultados sugieren una mayor persistencia para los índices que para empresas específicas.

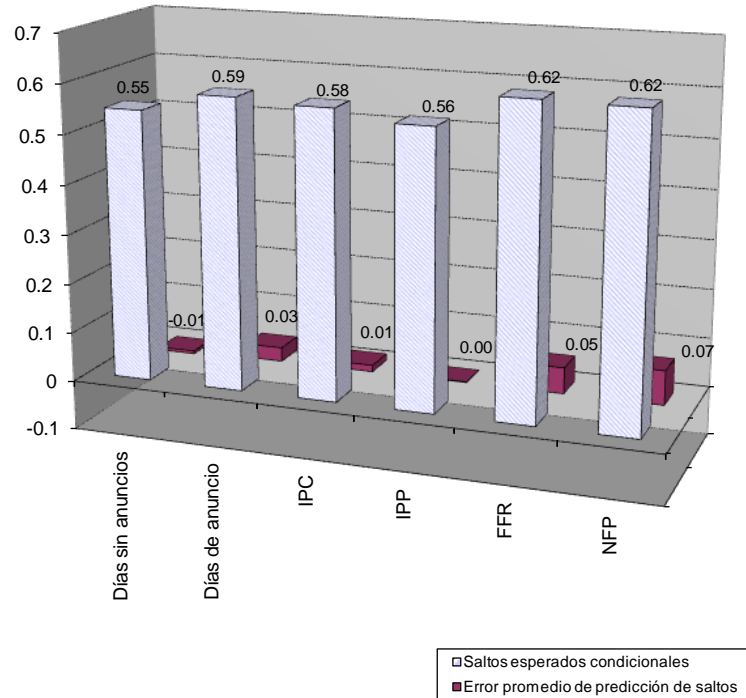
Figura 2: Componentes de la varianza condicional



Al emplear esta especificación de referencia que no incluye ninguna variable de noticias ni de anuncios, podemos explorar algunos patrones de probabilidades de saltos condicionales en días de evento y en días en que no se registran eventos. Esto es útil para evaluar si la estructura autorregresiva pura puede capturar en promedio la dinámica del componente de salto. La figura 3 muestra el promedio del número esperado condicional de saltos ex post en días de distintos tipos de eventos. Estas expectativas condicionales se estiman mediante la ecuación (9). Los resultados sugieren que el número esperado de saltos es mayor en los días de anuncios, especialmente en aquellos asociados con anuncios sobre política monetaria y datos de empleo, en los cuales el número promedio de saltos esperados es aproximadamente 11% mayor que en los días en que no se hacen anuncios. La figura 3 también presenta el error de predicción promedio para los saltos que se define en (8). Los resultados confirman que el

modelo de referencia tiende a subestimar el número esperado de saltos en días de evento ya que el error de predicción muestra un sesgo positivo, especialmente en relación con los días en que se hacen anuncios de política monetaria y empleo.

Figura 3: Componentes de salto



5.2 Modelos de saltos con efectos de anuncios y noticias

Los resultados anteriores sugieren que las intensidades de los saltos muestran distintos patrones en los días de anuncios macroeconómicos. Para explicar estos hallazgos empíricos, incorporo el efecto de las variables de anuncios macroeconómicos y noticias en la intensidad de los saltos. Se examinan algunas especificaciones con base en las ecuaciones (6) y (7). Primero, incorporo los efectos puros de los anuncios al reemplazar $\Lambda(a'x_t)$ con $\eta_1 I_{t,K}^A$ en estas dos ecuaciones. $I_{t,K}^A$ es un indicador de un anuncio de tipo K. Al modelo en donde los efectos del anuncio son persistentes (véase la ecuación 6) debido a la forma autorregresiva de la intensidad del salto de referencia, se le denomina Modelo A-1. Por otro lado, al modelo que tiene un efecto de anuncio transitorio (véase la

ecuación 7) se le denomina Modelo A-2. Además, permito que la media condicional de la ecuación (1) incorpore directamente los efectos de noticias para controlar por cambios en la media condicional en los días de eventos. Este término se especifica como:

$$\mu_t = \mu + b_1|S_{t,K}| + b_2I_{t,K}^- |S_{t,K}|, \quad (15)$$

donde $S_{t,K}$ es una variable de noticias del tipo K , como se define en la ecuación (13) y $I_{t,K}^-$ es un indicador de un evento de noticia negativa ($S_{t,K} < 0$). La especificación es empíricamente atractiva porque separa no sólo los saltos en la media condicional, sino también los efectos asimétricos asociados con las malas noticias.

Los modelos A-1 y A-2 se estiman para cada tipo de anuncio macroeconómico (IPC, IPP, FFR y NFP/Ump). El cuadro 5 muestra los resultados de la estimación. El conjunto de parámetros es $\{(\mu, \delta, c, \rho, \gamma, w, g, b), (b_1, b_2, \eta_1)\}$. El primer grupo incluye los parámetros de referencia cuyas estimaciones son muy similares a las descritas en el inciso 5.1. Por ende, me enfocaré en el segundo grupo. En cuanto a los efectos de las noticias sobre la media condicional, únicamente los anuncios sobre la inflación del IPC muestran una significancia estadística y sus efectos son económicamente sensatos. De hecho, una inflación superior a la esperada afecta los rendimientos de manera negativa, mientras que una inflación inferior a la esperada afecta los rendimientos de manera positiva, pero su impacto es menor. Este resultado es consistente con Flannery y Protopapadakis (2002), quienes encuentran importantes efectos de las sorpresas del IPC para el primer momento condicional de los rendimientos de las acciones, mas no para la volatilidad condicional. En cuanto a los efectos puros de los anuncios, los resultados sugieren que la intensidad del salto es significativamente mayor únicamente en los días en que se dan anuncios sobre el empleo. Este hallazgo es válido tanto para las especificaciones persistentes como para las no persistentes de la intensidad del salto; sin embargo, el efecto es mayor en el caso de las no

persistentes y las medidas de ajuste dentro de la muestra, tales como el valor de la verosimilitud y el criterio de Schwarz (CS), favorecen una intensidad del salto con efectos no persistentes de los anuncios sobre empleo.

Un segundo ejercicio examina el efecto de las variables de noticias en las intensidades de los saltos. Siguiendo la intuición de que lo que importa para la volatilidad condicional es el elemento sorpresa de un anuncio, uso variables de noticias que dan cuenta del tamaño de las sorpresas de los anuncios, en lugar del hecho de que se hizo el anuncio en sí. También examino las especificaciones que dan cuenta de los efectos asimétricos de las variables de noticias sobre la intensidad de los saltos. Específicamente, el término $a'x_t$ en las ecuaciones (6) y (7) se reemplaza con $a_1|S_{t,K}| + a_2I_{t,K}^-|S_{t,K}|$. Como lo expliqué anteriormente, $S_{t,K}$ es una variable de noticias del tipo K (véase la ecuación (13)) e $I_{t,K}^-$ es un indicador de noticias negativas. En la primera especificación (Modelo S-1) los choques persisten a través del parámetro de persistencia del salto, ρ . En contraste, la segunda especificación (Modelo S-2) restringe los choques de modo que sean no persistentes. Cada uno de estos modelos se estima por medio de un tipo de choque macroeconómico a la vez. El cuadro 6 presenta los resultados de la estimación del Modelo S-1. Los resultados sugieren que los choques inflacionarios del IPP impactan significativamente la intensidad del salto y que sus efectos son persistentes. Asimismo, muestran impactos asimétricos que son consistentes con la evidencia de Jones et al. (1998) y Li y Engle (1998). Específicamente, las sorpresas de inflación positivas (una inflación mayor a la esperada) aumentan la probabilidad de un salto y, por consiguiente, la volatilidad condicional de los rendimientos. Por ejemplo, un choque inflacionario de tamaño uno (es decir, de un tamaño igual a una desviación estándar con base en la distribución dentro de la muestra de los choques del IPP) aumenta la intensidad del salto en 0.48, si el choque es positivo.²⁷ En contraste, cuando la inflación es menor a la esperada, el efecto sobre la intensidad del salto se contrarresta totalmente. Estos resultados también son consistentes con David y

²⁷ En la función logística Λ el coeficiente para noticias positivas es a_1 y el coeficiente para noticias negativas es $a_1 + a_2$.

Veronesi (2008) en el sentido de que los choques inflacionarios positivos podrían introducir más incertidumbre respecto del cambio a un régimen de inflación elevada. Asimismo, se encuentra que el modelo persistente se ajusta bien a los datos cuando se consideran los choques inflacionarios del IPP. De hecho, el valor de la verosimilitud y el criterio de Schwarz favorecen este modelo, lo que sugiere que las sorpresas inflacionarias pueden estar asociadas con efectos persistentes y asimétricos sobre la intensidad de los saltos. En otras palabras, es probable que los choques inflacionarios positivos aumenten la volatilidad del mercado de valores con efectos significativos persistentes.

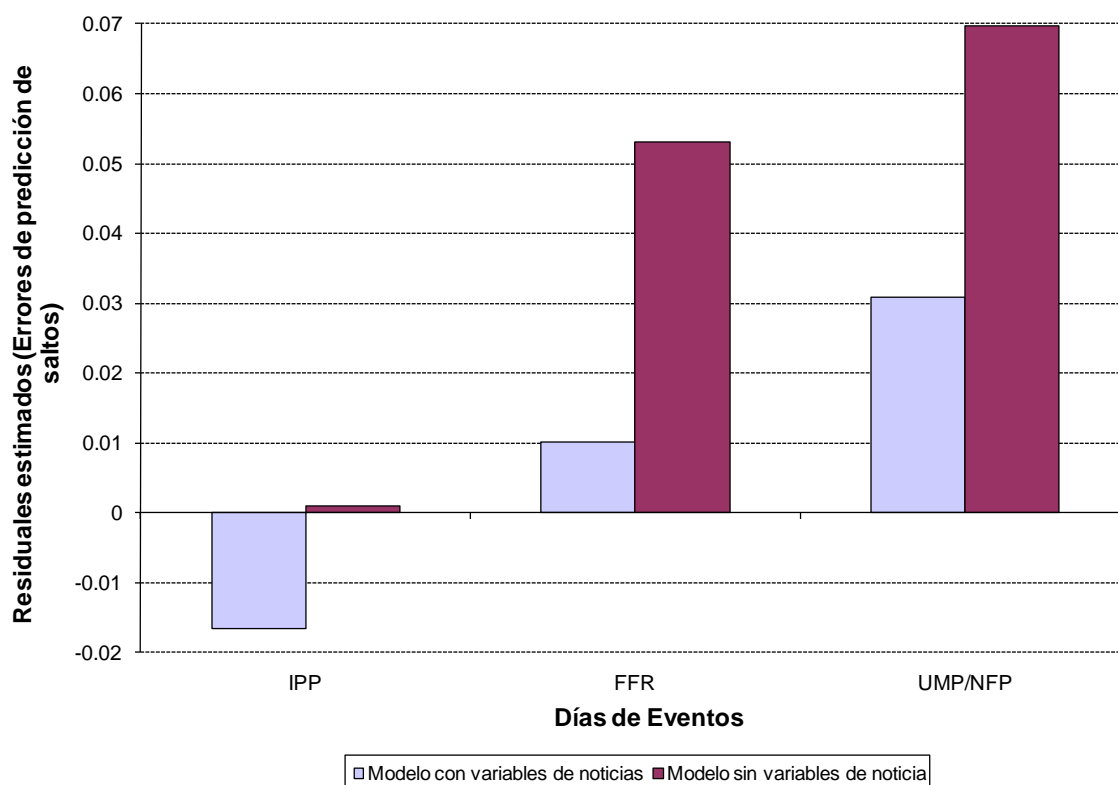
En cuanto a los efectos no persistentes de noticias sobre la intensidad de los saltos, el cuadro 7 muestra los resultados del Modelo S-2, que se estima para un tipo de noticia macroeconómica a la vez. Como en los modelos antes descritos, sólo los efectos de las noticias sobre el IPC son significativos para la media condicional de los rendimientos del mercado de valores. Los modelos con choques inflacionarios del IPC y el IPP no muestran impactos significativos de las variables de noticias sobre la intensidad de los saltos. En contraste, los choques derivados de la política monetaria y el empleo tienen efectos no persistentes y altamente significativos sobre la intensidad de los saltos. Específicamente, las sorpresas acerca de noticias sobre la FFR aumentan la intensidad de los saltos. Por ejemplo, una sorpresa positiva o negativa relacionada con la FFR de tamaño uno (es decir, de un tamaño igual a una desviación estándar con base en la distribución dentro de la muestra de los choques de política monetaria) se asocia con un aumento en la intensidad condicional del salto de 0.86 (es decir, se esperan 0.86 más saltos). El coeficiente de asimetría no es significativo en este caso. Nótese que estos resultados apoyan la conexión entre eventos tales como cambios sorpresivos en las metas de la Reserva Federal y llegadas de saltos, como lo señala Johannes (2004) en el caso de la estructura temporal. Al comparar estos resultados con los de la especificación S-1, podemos concluir que es poco probable que el efecto de los choques de política monetaria sobre la volatilidad del mercado sea persistente. Asimismo, en términos de la selección del modelo, la verosimilitud y el criterio de Schwarz favorecen el modelo no

persistente y confirman que los efectos efímeros parecen caracterizar mejor el impacto de las sorpresas de política monetaria sobre la intensidad de los saltos y la dinámica de la volatilidad del mercado de valores.

Con respecto a los choques derivados del empleo, los resultados de las estimaciones muestran impactos significativos sobre las intensidades de los saltos tanto de las sorpresas de desempleo como de la NFP. Estos resultados son consistentes con Huang (2007) y Flannery y Protopapadakis (2002). El primer estudio encuentra que entre los distintos anuncios macroeconómicos, los días de eventos relacionados con el empleo están asociados con la mayor frecuencia de saltos. El segundo artículo encuentra efectos significativos de los anuncios sobre el empleo en la volatilidad del mercado de valores. Mis resultados indican que una sorpresa relacionada con la NFP de tamaño uno (en términos de la desviación estándar de las sorpresas de la NFP) se asocia con un aumento de 0.95 en la intensidad del salto. Por ende, dicho evento puede asociarse con un salto esperado adicional condicionado por la información antes de la apertura de la jornada bursátil. El efecto de las sorpresas relacionadas con el desempleo es asimétrico y sólo las sorpresas negativas aumentan la intensidad de los saltos. De hecho, una sorpresa de desempleo negativa de tamaño uno se asocia con un aumento de 0.92 en el número esperado condicional de saltos. Una sorpresa positiva reduce el número esperado condicional de saltos en 0.17. Desde el punto de vista económico, las sorpresas de desempleo negativas junto con las sorpresas de empleo positivas en la NFP normalmente señalan una revisión hacia arriba de las expectativas de crecimiento y los posibles aumentos futuros de las tasas de interés. Esto es consistente con los hallazgos de Boyd et al. (2005) en el sentido de que las buenas noticias para el empleo pueden ser malas noticias para las acciones, debido al efecto dominante del componente de la tasa de interés de los precios de las acciones. Sin embargo, mis resultados también sugieren que las malas noticias para el empleo de la NFP pueden llevar a aumentos en las intensidades de los saltos y la volatilidad del mercado. Al comparar estos resultados con los de la especificación persistente (Modelo S-1), es más probable que las sorpresas de empleo sobre la volatilidad condicional

sean efímeras. Esto también lo sugieren las medidas de ajuste del modelo en donde la verosimilitud y el criterio de Schwarz favorecen considerablemente los modelos no persistentes A-2 y S-2 para eventos de empleo (véanse los cuadros 5, 6 y 7).

Figura 4: Residuos promedio estimados de la intensidad de los saltos en días de anuncio para modelos con y sin efectos de noticias



Notas: Los modelos con efectos de noticias corresponden al Modelo S-1 para el IPP, el Modelo S-2 para la FFR y la NFP/Ump (véanse los coeficientes estimados de los cuadros 4, 5 y 6, respectivamente).

Para ilustrar todavía más la importancia de introducir las variables de noticias en la especificación de las intensidades de los saltos, la figura 4 presenta promedios de los errores de predicción de la intensidad estimada de los saltos a partir de los modelos preferidos para cada tipo de anuncio macroeconómico y compara dichos valores con los promedios obtenidos de la especificación de referencia del inciso 5.1 (véase la figura 3). Estos promedios se calculan a partir

de las submuestras de los días en que se hacen anuncios sobre el IPP, la FFR y la NFP/Ump mediante la ecuación (10) para cada especificación de la intensidad del salto (el modelo de referencia, la especificación S-1 para los días de eventos relacionados con el IPP y la especificación S-2 para los días de eventos relacionados con la FFR y la NFP/Ump). La figura 4 confirma que para los anuncios sobre política monetaria y empleo, cuando el elemento sorpresa de un anuncio se incorpora en las probabilidades de salto, la discrepancia entre la evaluación ex post de la probabilidad de ocurrencia de un salto, $P(N_t > 0|\Omega_t)$ y su estimador ex ante, λ_t , se reduce sustancialmente. Para los choques inflacionarios, el sesgo positivo se sobrecontrarresta y se introduce un sesgo negativo. Por ende, las sorpresas macroeconómicas pueden verse no sólo como determinantes importantes de las volatilidades condicionales, sino también como predictores pertinentes de probabilidades de salto ex post (o realizadas).²⁸ No obstante, estos resultados son dentro de la muestra y deben complementarse con pruebas de predicción fuera de la muestra que nos permitan descartar problemas potenciales de sobreajuste.

6 Pronósticos de la intensidad de los saltos

Los resultados de la sección anterior indican que los efectos de distintos tipos de eventos informativos son heterogéneos no sólo en términos de su impacto sobre la media condicional, sino también en términos de su efecto sobre la dinámica de los saltos y la volatilidad. En esta sección llevo a cabo un ejercicio fuera de la muestra que compara el modelo de referencia y los modelos preferidos para cada tipo de anuncio. Mediante los coeficientes estimados que se presentan en los cuadros 4-7 y los datos del 2 de enero de 2004 al 29 de agosto de 2008, se calculan los pronósticos de la intensidad de los saltos y la volatilidad durante este periodo fuera de la muestra. Estos son pronósticos recursivos a un día que se construyen

²⁸ El residuo promedio de la intensidad del salto para días en que no se hacen anuncios es -0.0078 para la especificación que no tiene variables de noticia. Para las especificaciones preferidas con sorpresas del IPP, la FFR y la NFP/Ump, los promedios son -0.0093, -0.0071 y -0.0063, respectivamente. Esto sugiere que la introducción de variables de noticias no empeora los errores en la predicción de saltos en días en que no se hacen anuncios.

mediante la actualización secuencial de la información sobre rendimientos hasta el día anterior a un anuncio específico.

Los modelos se comparan en términos de su predicción de la volatilidad mediante la volatilidad de rango alto-bajo como medida de realización, y los pronósticos de volatilidad se construyen a partir de la ecuación (2), la volatilidad GARCH en (11) y los modelos de la intensidad del salto que se considera en la figura 4. Éstos incluyen el modelo de referencia, el Modelo S-1 para los días en que hay eventos relacionados con el IPP y el Modelo S-2 para los días en que hay anuncios sobre política monetaria y empleo. Los modelos se comparan en términos de su precisión en el pronóstico de la volatilidad mediante una función de pérdida del error cuadrático medio (ECM). La raíz cuadrada de dicho estadístico (RECM) se muestra en el cuadro 8 para la especificación de referencia y los modelos con efectos de noticias. En el escenario más realista es natural suponer que las sorpresas no pueden pronosticarse (sin previsión). En este caso, el cuadro 8 muestra que los modelos que se estimaron con la incorporación de variables de noticias se asocian con un estadístico RECM menor al del modelo de referencia, para todos los tipos de anuncios. Además, presento los resultados de un caso no realista en el que el econometrista es capaz de predecir un choque de política monetaria el día anterior al anuncio del FOMC (previsión perfecta). En un caso así, el último renglón del cuadro 8 indica que el modelo con los efectos de noticias sobre la FFR mostraría una mayor disminución de su estadístico RECM.²⁹

²⁹ El caso de la previsión perfecta se consideró únicamente para los anuncios sobre la FFR porque no había pronósticos recientes de la encuesta MMS disponibles para los otros anuncios.

7 Conclusiones

En este artículo presento un enfoque alternativo para analizar el efecto de los anuncios calendarizados de manera periódica y relacionados con variables fundamentales sobre la intensidad condicional de los saltos y la volatilidad de los rendimientos del mercado de valores. Con base en una combinación de un modelo GARCH y un proceso de saltos de Poisson, modelo la respuesta de la volatilidad condicional a los anuncios y sorpresas mediante la respuesta de la intensidad de llegada de un salto, lo cual puede capturar rasgos no lineales de rendimientos asociados con colas pesadas y no-normalidad. Siguiendo un enfoque totalmente paramétrico, la volatilidad condicional de los rendimientos se compone de dos factores: uno relacionado con un componente de difusión parametrizado como un proceso GARCH y el otro relacionado con un componente de salto puro parametrizado como un proceso de Poisson compuesto con una intensidad de llegada variable. La contribución de este artículo a la literatura existente consiste en el examen de un canal no lineal distinto a través del cual los anuncios y las sorpresas pueden afectar la dinámica de la volatilidad. Además, este estudio desenmaraña el papel de los eventos informativos heterogéneos en la dinámica de la intensidad de los saltos.

Las variables fundamentales que se consideran en el artículo incluyen medidas de la inflación (IPC, IPP), empleo (empleo NFP y un índice de desempleo), así como las tasas de interés a corto plazo (Tasa de Interés de los Fondos Federales). Los resultados sugieren que el día del anuncio en sí tiene poco impacto en la volatilidad condicional de la mayoría de los anuncios (únicamente los anuncios acerca del empleo tienden a impulsar la volatilidad). En contraste, cuando el elemento sorpresa de los anuncios se incorpora en el modelo, los impactos de las noticias fundamentales se vuelven más importantes. De acuerdo con otros resultados reportados en la literatura, los efectos de los choques parecen tener una corta duración para la mayoría de las variables que se consideran en el presente artículo. De hecho, mientras que las sorpresas relacionadas con el empleo y la política monetaria muestran efectos efímeros

significativos sobre la intensidad condicional de los saltos y la volatilidad de los rendimientos del mercado, la evidencia de los efectos persistentes sólo es significativa para los choques inflacionarios del IPP. Asimismo, la dirección de los efectos es consistente con la evidencia teórica y empírica anterior. Las cifras mayores a las esperadas en cuanto a la inflación, las tasas de interés de corto plazo y el empleo NFP inducen un aumento en la intensidad condicional de los saltos y la volatilidad. De manera similar, las cifras menores a las esperadas en el nivel de empleo NFP y las tasas de interés de corto plazo también aumentan el componente de volatilidad asociado con los saltos. Los resultados también sugieren efectos asimétricos significativos de los choques inflacionarios. Los choques negativos contrarrestan el efecto general de los choques positivos en el caso del IPP.

En general, estos hallazgos empíricos apuntan a la importancia de incorporar eventos informativos heterogéneos para explicar los distintos patrones de volatilidad y sugieren que los saltos juegan un papel importante en la explicación de los efectos que los eventos macroeconómicos producen en la volatilidad del mercado y que toman a los actores de éste por sorpresa. Asimismo, este artículo muestra evidencia de que la información de las sorpresas macroeconómicas tiene poder predictivo para las probabilidades de saltos que lleva a mejoras en el pronóstico de la volatilidad en los días de eventos.

CUADROS

Cuadro 1

Anuncios macroeconómicos por día de la semana

Día de la semana	total	Anuncios (1992-2003)			
		IPC	IPP	FFR	NFP/Desempleo
L	575	0	0	3	1
M	621	41	16	55	0
M	619	38	17	36	0
J	608	26	44	5	5
V	603	39	70	3	135
Total	3026	144	147	102	141

Cuadro 2

Medidas de volatilidad: Volatilidad de rango alto-bajo del S&P500 (%)

Día de la semana	Media	Desv. Est	t-estad ^a	min	max
L	0.1231	0.0850	-0.51	0.0258	0.7301
M	0.1262	0.0839	0.51	0.0242	0.7275
M	0.1240	0.0787	-0.25	0.0252	0.8084
J	0.1249	0.0755	0.06	0.0169	0.4920
V	0.1253	0.0771	0.20	0.0169	0.6938
Total	0.1247	0.0800		0.0169	0.8084

a) Prueba t para la igualdad de medias con respecto de los demás días de la semana. $H_0: \mu_1 = \mu_2$, $H_a: \mu_1 \neq \mu_2$

Cuadro 3

Volatilidad de rango alto-bajo del S&P500 por día de anuncio (%)

Anuncio	Obs	Día de realización			Día antes			Día después		
		Media	Desv. Est.	t-estad ^a	Media	Desv. Est.	t-estad ^a	Media	Desv. Est.	t-estad ^a
IPC	137	0.1335	0.0886	1.46	0.1269	0.0851	0.64	0.1276	0.0899	0.69
IPP	144	0.1263	0.0771	0.62	0.1231	0.0761	0.13	0.1280	0.0859	0.78
FFR	101	0.1415	0.0965	1.99	0.1203	0.0742	-0.25	0.1286	0.0803	0.78
NFP/UMP	141	0.1470	0.0794	3.61	0.1160	0.0660	-1.03	0.1187	0.0781	-0.49
No-anun	2503	0.1222	0.0788							
Total	3026	0.1247	0.0800							

a) Prueba t para la igualdad de medias con respecto de la muestra de días en que no hay anuncios. $H_0: \mu_1 = \mu_2$, $H_a: \mu_1 \neq \mu_2$ Los valores significativos al nivel del 5% están resaltados.

Cuadro 4

Resultados de la estimación para el modelo de referencia

	Parámetros							
	μ	δ	c	ρ	γ	w	g	b
Estimación	0.0677	0.8907	0.0134	0.9756	0.4671	0.0015	0.0091	0.9806
T-Estadístico	4.91	3.91	2.43	82.79	4.04	2.20	2.54	182.43

a) El modelo de referencia se define de la siguiente manera:

$$r_t = \mu + \sigma_t z_t + \sum_{j=1}^{N_t} c_{j,t}, c_{j,t} \sim \text{iidN}(0, \delta^2), \forall j, N_t \sim \text{Poisson}(\lambda_t)$$

$$\lambda_t = c + \rho \lambda_{t-1} + \gamma \zeta_{t-1}$$

$$\zeta_{t-1} = E(N_{t-1} | \Omega_{t-1}) - E(N_{t-1} | \Omega_{t-2})$$

$$\sigma_t^2 = w + g \varepsilon_{t-1}^2 + b \sigma_{t-1}^2$$

Cuadro 5

Resultados de la estimación para modelos con efectos de anuncios persistentes y no persistentes^a

Parámetros	Días de Evento y Modelos Estimados ^a							
	IPC		IPP		FFR		UMP/NFP ^b	
	Modelo A-1	Modelo A-2	Modelo A-1	Modelo A-2	Modelo A-1	Modelo A-2	Modelo A-1	Modelo A-2
μ	0.069 (0.014)*	0.069 (0.014)*	0.069 (0.014)*	0.069 (0.014)*	0.064 (0.013)*	0.064 (0.015)*	0.067 (0.013)*	0.066 (0.013)*
δ^2	0.923 (0.259)*	0.875 (0.243)*	0.913 (0.272)*	0.906 (0.251)*	0.886 (0.208)*	0.858 (0.228)*	0.939 (0.33)*	0.873 (0.205)*
c	0.016 (0.006)*	0.014 (0.003)*	0.015 (0.007)*	0.013 (0.006)*	0.010 (0.007)	0.014 (0.004)*	0.009 (0.007)	0.015 (0.005)*
ρ	0.973 (0.01)*	0.975 (0.013)*	0.974 (0.014)*	0.975 (0.012)*	0.976 (0.014)*	0.976 (0.014)*	0.970 (0.021)*	0.973 (0.009)*
γ	0.480 (0.115)*	0.489 (0.113)*	0.471 (0.14)*	0.461 (0.117)*	0.465 (0.129)*	0.456 (0.116)*	0.504 (0.155)*	0.502 (0.093)*
w	0.0014 (0.0008)**	0.0015 (0.0006)*	0.0015 (0.0007)*	0.0015 (0.0007)*	0.0016 (0.0008)**	0.0015 (0.0007)*	0.0015 (0.0007)*	0.0014 (0.0006)*
g	0.010 (0.004)*	0.009 (0.004)*	0.009 (0.004)*	0.009 (0.004)*	0.009 (0.004)*	0.009 (0.004)*	0.010 (0.005)*	0.008 (0.003)*
b	0.980 (0.006)*	0.981 (0.006)*	0.980 (0.005)*	0.980 (0.005)*	0.980 (0.006)*	0.980 (0.005)*	0.980 (0.007)*	0.982 (0.004)*
η_1	-0.042 (0.071)	0.104 (0.155)	-0.023 (0.06)	-0.046 (0.07)	0.093 (0.084)	0.153 (0.116)	0.128 (0.064)*	0.487 (0.174)*
b_1	-0.260 (0.109)*	-0.253 (0.111)*	-0.217 (0.15)	-0.227 (0.148)	0.094 (0.178)	0.103 (0.183)	0.008 (0.128)	0.037 (0.129)
b_2	0.302 (0.125)*	0.320 (0.136)*	0.258 (0.174)	0.267 (0.167)	0.126 (0.21)	0.131 (0.207)	0.122 (0.154)	0.102 (0.149)
$b_{1(NFP)}$							-0.044 (0.123)	-0.045 (0.129)
$b_{2(NFP)}$							0.082 (0.15)	0.090 (0.164)
Verosimilitud	3981.1	3981.00	3983.1	3983.06	3981.1	3981.10	3981.6	3976.50
SC	8050.4	8050.30	8054.4	8056.40	8050.4	8050.30	8051.3	8041.10

a) Siguiendo el proceso de rendimientos de la ecuación 1, los modelos A-1 y A-2 se definen de la siguiente manera:

$$\text{Modelo A - 1: } \lambda_t = c + \eta_1 I_t^A + \rho \lambda_{t-1} + \gamma \zeta_{t-1}$$

$$\text{Modelo A - 2: } \lambda_t = c + \eta_1 (I_t^A - \rho I_{t-1}^A) + \rho \lambda_{t-1} + \gamma \zeta_{t-1}$$

donde $\zeta_{t-1} = E(N_{t-1} | \Omega_{t-1}) - E(N_{t-1} | \Omega_{t-2})$, I_t^A = Indicador de anuncio

Ω_{t-1} incluye las variables de rendimientos pasados y noticias conocidas antes del cierre de la jornada bursátil t.

$$\text{Varianza GARCH: } \sigma_t^2 = w + g\varepsilon_{t-1}^2 + b_0 \varepsilon_{t-1}^2. \text{ Media condicional: } \mu_t = \mu + b_1 |S_{t,K}| + b_2 I_{t-1,K}^- |S_{t,K}|$$

Los errores estándar se reportan entre paréntesis. Los asteriscos denotan: *significancia al nivel del 5%, **significancia al nivel del 10%.

b) En los días de anuncios sobre empleo, los coeficientes b_1 y b_2 corresponden a los efectos en la media condicional de las noticias sobre desempleo, mientras que $b_{1(NFP)}$ y $b_{2(NFP)}$ corresponden a los efectos en la media condicional de las noticias sobre la NFP.

Cuadro 6

Resultados de estimación para el modelo con efectos de noticias persistentes^a

Parámetros	Días de Evento				
	IPC	IPP	FFR	UMP	NFP
μ	0.0625 (0.013)*	0.0611 (0.013)*	0.0590 (0.013)*	0.0580 (0.013)*	0.0618 (0.013)*
δ^2	0.5149 (0.074)*	0.4993 (0.074)*	0.7078 (0.163)*	0.6838 (0.158)*	0.7388 (0.164)*
c	0.4589 (0.278)**	0.3971 (0.291)	2.2672 (0.618)*	1.8771 (0.746)*	2.0528 (0.84)*
ρ	0.9956 (0.002)*	0.9932 (0.002)*	0.9682 (0.014)*	0.9737 (0.011)*	0.9604 (0.017)*
γ	0.2548 (0.074)*	0.2845 (0.059)*	0.5768 (0.115)*	0.5290 (0.135)*	0.6619 (0.161)*
w	0.0226 (0.009)*	0.0230 (0.01)*	0.0017 (0.001)*	0.0017 (0.001)*	0.0018 (0.001)*
g	0.0416 (0.012)*	0.0342 (0.011)*	0.0091 (0.004)*	0.0083 (0.004)*	0.0102 (0.004)*
b	0.8508 (0.039)*	0.8535 (0.044)*	0.9797 (0.006)*	0.9803 (0.007)*	0.9786 (0.007)*
a_1	-0.0475 (0.169)	0.9866 (0.528)**	0.1205 (0.307)	0.3628 (0.257)	0.5297 (0.347)
a_2	0.1564 (0.217)	-0.9823 (0.506)**	-0.0134 (0.367)	-0.3397 (0.263)	-0.2401 (0.401)
b_1	-0.2933 (0.112)*	-0.1756 (0.15)	0.0871 (0.182)	-0.0445 (0.097)	-0.0734 (0.131)
b_2	0.3602 (0.134)*	0.2269 (0.173)	0.1416 (0.202)	0.1743 (0.118)	0.0995 (0.158)
Verosimilitud	3983.10	3981.70	3988.30	3987.80	3987.80
SC	8062.30	8058.60	8072.80	8071.90	8071.80

a) Siguiendo el proceso de rendimientos de la ecuación (1), el modelo S-1 se define de la siguiente manera:

$$\lambda_t = c + \rho\lambda_{t-1} + Y\zeta_{t-1} + \Lambda(a'x_t)$$

$$\text{donde } \zeta_{t-1} = E(N_{t-1}|\Omega_{t-1}) - E(N_{t-1}|\Omega_{t-2}), \Lambda(\cdot) = 2 * \left[\frac{\exp(\cdot)}{1+\exp(\cdot)} - \frac{1}{2} \right]$$

$$a'x_t = a_1 I_{t,K}^A |S_{t,K}| + a_2 I_{t,K}^- |S_{t,K}|, I_{t,K}^A = 1 \text{ (anuncio de tipo K)}, I_{t,K}^- = 1(S_{t,K} < 0)$$

Ω_{t-1} incluye las variables de rendimientos pasados y noticias conocidas antes del cierre de la jornada bursátil t.

$$\text{Varianza GARCH: } \sigma_t^2 = w + g\varepsilon_{t-1}^2 + b\sigma_{t-1}^2$$

$$\text{Media condicional: } \mu_t = \mu + b_1 |S_{t,K}| + b_2 I_{t-1,K}^- |S_{t,K}|,$$

Los errores estándar se reportan entre paréntesis. Los asteriscos denotan: *significancia al nivel del 5%, **significancia al nivel del 10%.

Cuadro 7

Resultados de estimación para el modelo con efectos de noticias no persistentes^a

Parámetros	Días de Evento				
	CPI	PPI	FFR	UMP	NFP
μ	0.0616 (0.014)*	0.0591 (0.014)*	0.0580 (0.014)*	0.0580 (0.014)*	0.0609 (0.014)*
δ^2	0.5091 (0.085)*	0.4823 (0.07)*	0.5186 (0.062)*	0.5060 (0.068)*	0.5139 (0.086)*
c	0.5280 (0.279)**	0.4031 (0.275)	0.4306 (0.237)**	0.5416 (0.26)*	0.4625 (0.239)**
ρ	0.9958 (0.002)*	0.9968 (0.002)*	0.9963 (0.002)*	0.9957 (0.002)*	0.9958 (0.002)*
γ	0.2507 (0.072)*	0.2043 (0.071)*	0.2386 (0.069)*	0.2663 (0.071)*	0.2392 (0.066)*
w	0.0223 (0.008)*	0.0166 (0.007)*	0.0220 (0.007)*	0.0217 (0.007)*	0.0173 (0.005)*
g	0.0416 (0.012)*	0.0419 (0.012)*	0.0404 (0.011)*	0.0381 (0.011)*	0.0407 (0.01)*
b	0.8508 (0.037)*	0.8649 (0.027)*	0.8553 (0.035)*	0.8561 (0.036)*	0.8732 (0.026)*
a_1	0.9155 (0.769)	0.8217 (0.976)	2.5604 (1.045)*	-0.3367 (0.109)*	3.5711 (2.074)**
a_2	-0.6360 (0.805)	-1.4175 (0.965)	-1.6316 (1.226)	3.6408 (0.834)*	-0.3596 (2.149)
b_1	-0.2821 (0.138)*	-0.1491 (0.165)	-0.0472 (0.227)	-0.0460 (0.087)	-0.0474 (0.115)
b_2	0.3683 (0.16)*	0.2002 (0.182)	0.3216 (0.256)	0.1727 (0.118)	0.1330 (0.166)
Verosimilitud	3982.60	3983.20	3979.80	3980.10	3975.20
SC	8061.40	8062.60	8055.80	8056.30	8046.50

a) Siguiendo el proceso de rendimientos de la ecuación (1), el modelo S-2 se define de la siguiente manera:

$$\lambda_t = c + \rho\lambda_{t-1} + \gamma\bar{\zeta}_{t-1} + \Lambda(a'x_t)$$

$$\text{donde } \bar{\zeta}_{t-1} = E(N_{t-1}|\Omega_{t-1}) - E(N_{t-1}|\Omega_{t-2}), \Lambda(\cdot) = 2 * \left[\frac{\exp(\cdot)}{1+\exp(\cdot)} - \frac{1}{2} \right]$$

$$a'x_t = a_1 I_{t,K}^A |S_{t,K}| + a_2 I_{t,K}^- |S_{t,K}|, I_{t,K}^A = 1 \text{ (anuncio de tipo K)}, I_{t,K}^- = 1(S_{t,K} < 0)$$

Ω_{t-1} incluye las variables de rendimientos pasados y noticias conocidas antes del cierre de la jornada bursátil t.

$$\text{Varianza GARCH: } \sigma_t^2 = w + g\epsilon_{t-1}^2 + b\sigma_{t-1}^2$$

$$\text{Media condicional: } \mu_t = \mu + b_1 |S_{t,K}| + b_2 I_{t-1,K}^- |S_{t,K}|$$

Los errores estándar se reportan entre paréntesis. Los asteriscos denotan: *significancia al nivel del 5%, **significancia al nivel del 10%.

Cuadro 8

Raíz cuadrada del error cuadrático medio de los pronósticos de volatilidad fuera de la muestra en días de anuncios macroeconómicos

	RECM EN DÍAS DE EVENTO		
	<i>IPP</i>	<i>FFR</i>	<i>UMP/NFP</i>
Modelo Base	2.0693	2.5579	1.6580
Modelo con Noticias (Sin Previsión)	1.9887	2.5239	1.5903
Modelo con Noticias (Previsión Perfecta)		2.2676	

La RECM se calcula considerando las realizaciones de los pronósticos de volatilidad de rango alto-bajo y los pronósticos recursivos a un paso adelante, mismos que se construyen al fijar las estimaciones obtenidas en el periodo de estimación (02/01/1992–31/12/2003) y actualizar el proceso de volatilidad mediante datos de los rendimientos hasta el día anterior al anuncio, durante el periodo de pronóstico (02/01/2004–29/08/2008). En los casos “Sin Previsión”, las variables de noticias son iguales a cero. En los casos en los que hay una “Previsión Perfecta”, son iguales a su realización.

Anexo A1

Prueba de la proposición 1. A partir de la ecuación (1) tenemos:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{1t} &= \sigma_t Z_t, & z_t &\sim N(0,1), & \{z_t\}_{t=1}^{\infty} & iid \\ \varepsilon_{2t} &= \sum_{j=1}^{N_t} c_{jt}, & c_{jt} &\sim N(0, \delta^2), & iid & \text{para } j = 1, 2, \dots, N_t \end{aligned}$$

donde

$$P(N_t = j | \Omega_{t-1}, \Theta) = \frac{\lambda_t^j \exp(-\lambda_t)}{j!}$$

y Θ denota un conjunto de parámetros pertinentes

Ahora, al condicionar con base en el evento $N_t = n$

podemos definir

$$\tilde{\varepsilon}_{2t} \equiv \sum_{j=1}^{N_t} c_{jt} | N_t = n \sim N(0, n\delta^2)$$

Dado que $\tilde{\varepsilon}_{1t}$ y $\tilde{\varepsilon}_{2t}$ son independientes, la densidad de la suma se obtiene a través de la convolución de las densidades individuales:

$$\begin{aligned} f_{\varepsilon_{1t} + \tilde{\varepsilon}_{2t}}(\omega) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_{\varepsilon_{1t}}(\omega - z) f_{\tilde{\varepsilon}_{2t}}(z) dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left(-\frac{(\omega - z)^2}{2\sigma_t^2}\right) \right\} \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi n\delta^2}} \exp\left(-\frac{z^2}{2n\delta^2}\right) \right\} dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ \frac{1}{2\pi\sqrt{n\sigma_t^2\delta^2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{(\omega - z)^2}{\sigma_t^2} + \frac{z^2}{n\delta^2}\right)\right) \right\} dz \end{aligned}$$

Mediante la siguiente relación:

$$\left(\frac{(\omega - z)^2}{\sigma_t^2} + \frac{z^2}{n\delta^2}\right) = \left(\frac{z\sqrt{\sigma_t^2 + n\delta^2}}{n\sigma_t^2\delta^2} - \frac{n\omega\delta^2}{\sqrt{\sigma_t^2 + n\delta^2}\sqrt{n\sigma_t^2\delta^2}}\right)^2 + \frac{\omega^2}{\sqrt{\sigma_t^2 + n\delta^2}}$$

y con la integración del término que contiene z , tenemos

$$f_{\varepsilon_{1t} + \tilde{\varepsilon}_{2t}}(\omega) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma_t^2 + n\delta^2}} \exp\left(-\frac{\omega^2}{2(\sigma_t^2 + n\delta^2)}\right) = f(r_t | N_t = n, \Omega_{t-1}, \Theta)$$

Entonces, al integrar el número de saltos mediante la densidad de Poisson, se da la ecuación (3):

$$f(r_t | \Omega_{t-1}, \Theta) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\exp(-\lambda_t)\lambda_t^n}{n!} \frac{1}{\sqrt{2\pi}(\sigma_t + n\delta^2)} \exp\left(-\frac{(r_t - \mu)^2}{2(\sigma_t + n\delta^2)}\right)$$

Ahora, a partir de la regla de Bayes, obtenemos

$$P(N_t = j | r_t, \Omega_{t-1}, \Theta) = \frac{f(r_t | N_t = n, \Omega_{t-1}, \Theta)P(N_t = j | \Omega_{t-1}, \Theta)}{f(r_t | \Omega_{t-1}, \Theta)}$$

y por sustitución simple, se da la ecuación (4). ■