

Volatilidad condicional de la inflación en la República Dominicana

Francisco Ramírez
de León¹

Nerys Ramírez
Mordán²

Valeria González
Jiménez³

RESUMEN

En este documento se utilizan modelos de volatilidad condicional (GARCH) para estudiar la distribución de la inflación mensual en la República Dominicana, conocer las características de su volatilidad histórica, posibles fuentes de fluctuaciones, efectos contagios sobre el resto de la economía y la estimación del riesgo idiosincrático de la inflación. Los resultados identifican quiebres estructurales alrededor de la evolución de la volatilidad histórica, existiendo persistencia y agrupamientos de volatilidad, distribuciones no gaussianas y efectos asimétricos asociados a los choques de volatilidad. Adicionalmente, se encuentra evidencia de relación entre el nivel de volatilidad y la inflación, así como mayor impacto sobre la volatilidad de los choques inflacionarios en contexto de alta inflación, lo que se puede vincular con un costo en términos de inestabilidad de precios asociados a mayores niveles de inflación. En términos multivariados, se identifican efectos contagios sobre la volatilidad doméstica de precios, derivados de movimientos de los precios del petróleo, los mercados financieros internacionales y los precios de Estados Unidos, aunque sin una relación clara entre la volatilidad internacional y su asociación con las fluctuaciones de la inflación interna. Además, se verifica que la volatilidad de precios presenta contagio hacia las condiciones financieras y económicas del resto de la economía local, incidiendo sobre variables como el consumo, el tipo de cambio, las tasas de interés, el crédito al sector privado y las expectativas de los agentes.

Palabras claves: inflación, volatilidad, GARCH, cambios estructurales, contagio de volatilidad.
Clasificación JEL: E31, B23, C32.

¹ Asesor económico de la gobernación. Banco Central de la República Dominicana.

² Técnico Asesor del departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos.

³ Economista del departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos. Las opiniones expresadas por los autores no representan necesariamente el punto de vista del Banco Central de la República Dominicana. Para consultas, dudas o comentarios, favor escribir a: f.ramirez@bancentral.gob.do.

Conditional volatility of inflation in the Dominican Republic

Francisco Ramírez
de León⁴

Nerys Ramírez
Mordán⁵

Valeria González
Jiménez⁶

ABSTRACT

In this document conditional volatility models are used in order to study the conditional distribution of the Dominican Republic monthly inflation, to analyze the characteristics of the historic volatility, possible sources of fluctuations, spill-over effects and the estimation of the idiosyncratic risk of the inflation. The results suggest evidence of structural breaks on the historic volatility, showing volatility clustering, non-gaussian distributions and asymmetric effects related to volatility shocks. Further it is found evidence on the relationship of the level of volatility and inflation, and on the impact on inflation volatility from the inflation shocks during high inflation periods, which can be related with the payoff in terms of price stability during said periods. Spill-over effects are identified on domestic price volatility from oil price movements, international financial markets and USA domestic prices, but not so clear relationship with international inflation volatility. More spill-over effects are found in finance conditions and the rest of the local economy, affecting variables such as consumption, exchange rate, interest rate and private lending.

Keywords: inflation, volatility, GARCH, structural changes, volatility contagion.

JEL Classification: E31, B23, C32.

⁴ Economic advisor to the government. Central Bank of the Dominican Republic.

⁵ Technical Advisor to the Department of Monetary Programming and Economic Studies.

⁶ Economist in the Department of Monetary Programming and Economic Studies.

The opinions expressed by the authors do not necessarily represent the point of view of the Central Bank of the Dominican Republic. For questions, doubts or comments, please write: f.ramirez@bancentral.gob.do.

Tabla de contenido

1. Introducción	5
2. Revisión de literatura	6
3. Metodología	8
4. Datos	12
5. Resultados	12
5.1. Análisis descriptivo de la volatilidad de precios	12
5.2. Volatilidad condicional de la inflación	13
5.3. Contagio de volatilidad y riesgo idiosincrático	18
6. Conclusiones	21
Referencias	23
Anexos.....	25

Índice de cuadros

Cuadro 1. Variables usadas y fuente de datos del documento.....	12
Cuadro 2. Coeficientes de variación por año, según grupos y componentes del índice de precios al consumidor, 2011-2021	13
Cuadro 3. Modelos de volatilidad condicional, por sub-muestras, 1982-2020	15
Cuadro 4. Matriz de correlación histórica entre los coeficientes, 1984-2021	16
Cuadro 5. Markov-GJR GARCH de volatilidad condicional de la inflación mensual, por sub-muestras, 1982-2020.....	18
Cuadro 6. BEKK asimétrico según origen de volatilidad, 1982-2020	19
Cuadro 7. BEKK asimétrico sobre efecto contagio de la inflación sobre la economía, 1982-2020.....	21

Índice de gráficos

Gráfico 1. Evolución histórica y cambios estructurales identificados en la serie de volatilidad condicional de la inflación, 1984-2020.....	14
Gráfico 2. Evolución histórica de los coeficientes asociados al modelo VAR, 2000-2021	16
Gráfico 3. Relación entre volatilidad condicional e inflación mes, según sub periodos seleccionados, 1984-2020.....	17
Gráfico 4. Descomposición de la volatilidad doméstica y externa, 1984-2020.....	20

Índice de anexos

Anexo 1. Ajuste de la estimación SARIMA de la inflación mensual y correlogramas sobre residuos, 1984-2020.....	25
Anexo 2. Qq-plot del residuo y el cuadrado del mismo, 1984-2020	25
Anexo 3. Test ARCH sobre los residuos, 1982-2020.....	26
Anexo 4. Estimación GARCH y extensiones, 1982-2020.....	26
Anexo 5. Box-plot de las series de volatilidad condicionada según especificación, 1984-2020.....	27
Anexo 6. Series de volatilidad condicionada según especificación GARCH, 1984-2020	27
Anexo 7. Correlogramas simple de la estimación GARCH asimétrica identificada, 1984-2020	28
Anexo 8. Densidad de la serie histórica de volatilidad condicional (AP-GARCH) por año, 1984-2020 ...	28
Anexo 9. Curva de impacto de nuevas noticias (AP-GARCH) por año, 1984-2020.....	29
Anexo 10. Test de causalidad de Granger sobre series de inflación, 1984-2020	29
Anexo 11. DCC-GARCH. Relación entre incertidumbre externa y correlación con la serie local, 1984-2020.....	30
Anexo 12. Coeficientes de variación por año, según países, 2011-2021.....	30

1. Introducción

El estudio de la inflación es un aspecto de primer orden en el campo de la macroeconomía, debido a sus efectos sobre la economía, el bienestar de los individuos y las expectativas de los agentes. En el caso de la volatilidad condicional, entendida como el conjunto de fluctuaciones no anticipadas por los modelos autorregresivos de la serie de precios, se asocia en la literatura a mayores niveles de inflación y dificultades para poder estimar los valores futuros de la inflación, distorsionando la asignación de recursos (Broto, 2008) y generando una pérdida de bienestar. Por tanto, es importante dar seguimiento a la volatilidad de la inflación, especialmente bajo un esquema de metas de inflación y en contextos de incertidumbre como el verificado luego de la propagación del COVID-19, tras la cual, se ha observado un incremento significativo en la volatilidad de los precios domésticos (Giraldi y Ramírez, 2020), que rompe la tendencia de menor incertidumbre alrededor de las fluctuaciones de precios observada luego de la adopción del esquema de meta de inflación por parte de las autoridades monetarias (Checo y Camacho, 2019).

Adicionalmente, la volatilidad de precios ha ganado relevancia en el esquema de meta de inflación, luego de que muchas autoridades monetarias abandonaran sus esfuerzos por controlar la inflación por medio de los agregados monetarios, dados los desequilibrios en su relación con los precios (Kumo, 2015). Este criterio de política asume un enfoque prospectivo de evaluación de las presiones inflacionarias, condición estrechamente ligada a la estabilidad de precios, dado que se ha verificado en la literatura local que los estados de alta volatilidad implican menor precisión en las estimaciones de pronósticos, especialmente a mayor horizonte temporal (Ramírez N., 2021).

En el documento se propone una especificación no gaussiana para estimar la volatilidad condicional de la inflación a partir de las extensiones asimétricas de los modelos autorregresivos generalizados de volatilidad condicional (GARCH⁷). También, se estudia la evolución histórica de la serie de volatilidad y la presencia de quiebres estructurales alrededor de su media. Adicionalmente, se intenta identificar posibles fuentes de la volatilidad de la inflación, asociadas a fluctuaciones de factores externos, y efectos contagios de esta volatilidad local de precios sobre otras series macroeconómicas del país. Por último, se estima el peso del riesgo sistémico internacional sobre la volatilidad local y se prueba la causalidad entre las series de volatilidad y el nivel de precios.

Los resultados obtenidos sugieren la existencia de autocorrelación, asimetrías y exceso de curtosis en la serie de inflación, así como agrupamientos y persistencia de volatilidad en las variaciones del nivel general de precio, lo que promueve la estimación de modelos ARIMA-GARCH asimétricos con distribución no gaussiana. Las series históricas de volatilidad apuntan a cuatro grandes episodios de fluctuaciones de precios en la economía dominicana: i) un periodo de alta volatilidad entre 1982-1991, que estuvo incidido por fuertes fluctuaciones macroeconómicas; ii) seguido de una relativa estabilidad entre 1991 y 2002; iii) cuando la inflación fue incidida por la crisis bancaria y financiera doméstica que generó importantes desequilibrios macroeconómicos entre 2002 y 2004, donde se observó un importante aumento de la volatilidad; finalmente, iv) posterior a la crisis de 2003, pese a una importante incidencia del precio del petróleo y la crisis *subprime* de EE.UU., se verifica el periodo de menor volatilidad de la inflación en los últimos 40

⁷ Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity.

años, especialmente luego de la adopción del esquema de metas de inflación en 2011, aunque con un apreciable repunte de la volatilidad en el 2020, asociado a las condiciones sanitarias adversas y un contexto más incidido por la incertidumbre generada por el COVID-19.

El documento se estructura en seis secciones: luego de presentada la introducción en la primera sección, en la segunda sección se realiza una revisión de la literatura; la sección tres está reservada para exponer los principales modelos utilizados en el estudio; la cuarta sección expone las series utilizadas y las fuentes de datos; mientras que las secciones cinco y seis contienen los resultados y conclusiones, respectivamente.

2. Revisión de literatura

A nivel empírico, existe un consenso sobre los costos negativos de inflación sobre la economía, siendo la incertidumbre inflacionaria uno de estos efectos. El interés en su análisis podría remontarse a los argumentos planteados por Friedman (1977) en su discurso Nobel, este economista sostuvo que un incremento en la inflación puede inducir a respuestas de políticas erróneas, lo que provoca mayor incertidumbre sobre la tasa de inflación futura. Esto, a su vez, distorsiona el desempeño de otras variables económicas que, eventualmente, conducirán a un deterioro del crecimiento económico y del bienestar en general.

Partiendo de estas afirmaciones, Ball (1992) precisó algebraicamente la relación entre la volatilidad y el nivel de inflación, dando sustento teórico a la Hipótesis de Friedman-Ball. Otros autores como Cukierman y Metzler (1986) postularon evidencias adicionales en esta dirección, planteando la hipótesis de que existe una relación positiva entre los niveles de incertidumbre inflacionaria e inflación y que la dirección de causalidad va de la incertidumbre a la inflación. Estos y otros planteamientos teóricos alternativos, han abierto paso a distintas líneas de investigación sobre volatilidad e inflación, pudiendo distinguirse un fuerte interés hacia el análisis de la relación de causalidad entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria, y los efectos de esta última sobre diversas variables macroeconómicas.

En el primer caso, ha sido consistente el uso de modelos GARCH para identificar la volatilidad, puesto que la volatilidad condicional estimada puede servir mejor como proxy de la incertidumbre (Karahan, 2012) y dado que estos modelos tienden a ajustarse a las características estadísticas de las series. En ese sentido, destaca el trabajo de Karahan (2012), quien examina la interrelación entre inflación e incertidumbre inflacionaria para Turquía durante el período 2002-2011, empleando una metodología de dos pasos donde inicialmente se estiman un modelo GARCH que genera una medida de la incertidumbre inflacionaria y posteriormente se realiza un test de causalidad de Granger entre las series de volatilidad estimada con el modelo condicional. Sus resultados proporcionan evidencia a favor de la hipótesis de Friedman-Ball, ya que en períodos de alta inflación, el nivel de volatilidad inflacionaria propende a incrementarse.

Resultados similares pueden ser vistos para los países que componen el G7. De acuerdo con Berumenta y Dincera (2005), incrementos en la inflación inducen a mayores niveles de incertidumbre inflacionaria en estos países, evidenciándose un efecto causal bidireccional para los casos de Canadá, Francia, Japón y Estados Unidos. Siguiendo esta misma línea, Ajevskis, (2007) para el caso de Letonia, y Mohamed y Mehdi (2016) para el caso de Irán, demuestran una relación de interdependencia bidireccional entre ambas variables, siendo dicha relación consistente a lo largo del tiempo. Particularmente en Irán, la causalidad unidireccional positiva de la incertidumbre y la inflación parecen ser significativas solo en períodos de inflación

relativamente alta, lo que, de acuerdo con los autores, confirma la existencia de un efecto dependiente del régimen de la inflación sobre las expectativas públicas de inflación futura.

Algunas investigaciones a nivel de la región encuentran evidencia de asociación de la incertidumbre y el nivel inflacionario para los casos de México, Paraguay y Bolivia (Rosas, 2019), percatándose en este último país una asimetría de los choques sobre la incertidumbre inflacionaria (Caballero y Caballero, 2015). De acuerdo con Rosas (2019), se encontró que, en estos países de América Latina, la adopción de metas de inflación por parte de los gobiernos y los choques positivos, tienen un impacto significativo sobre la reducción de la volatilidad. En el caso de México, los resultados empíricos muestran que, los choques de las malas noticias repercuten en mayor medida sobre la incertidumbre inflacionaria y del producto, si se les compara con impactos de igual magnitud provocados por las buenas noticias (Rosas, 2021).

En lo que respecta a los efectos adversos de la volatilidad de la inflación, empíricamente se ha constatado que esta puede influir negativamente sobre el crecimiento económico, pudiendo esto manifestarse a través de diversos canales. De acuerdo con Golob (s.f.d.), algunas de las formas en que la incertidumbre inflacionaria afecta a la economía se desprenden, en primer lugar, del aumentando de las tasas de interés a largo plazo que produce la incertidumbre sobre las ganancias reales. Así mismo, del efecto sobre el valor real futuro de la renta esperado, puesto que afecta negativamente el desarrollo de la actividad económica. En línea con lo anterior, diversos autores muestran la existencia de una relación negativa entre incertidumbre inflacionaria y crecimiento del producto, destacándose metodológicamente especificaciones en las que se permite la retroalimentación de volatilidad de cualquier signo (Conrad y Karanasos, 2008) y en las que se incorporan promedios ponderados de diversos regímenes de inflación obtenidos a partir de modelos no lineales (Omay, 2011).

Para países del Sur de África, Kisten (2020) demuestra que un choque positivo no anticipado en la incertidumbre inflacionaria, da como resultado una disminución de la producción industrial y del tipo de cambio efectivo real, al tiempo que fomenta un aumento en el nivel general de precios. Para esta misma región, Kumo (2015) obtiene evidencias de esta relación, aunque la misma solo resulta estadísticamente significativa en el periodo anterior al esquema de meta de inflación. En contraste con lo anterior, Adolfson et al. (2014) para el caso de Suecia, encuentran que la adopción de una política monetaria con metas de inflación condujo a una reducción en las varianzas de inflación y del producto.

A nivel regional, el efecto la incertidumbre inflacionario sobre el crecimiento y otras variables macroeconómicas, también ha sido comprobada para los casos de Brasil (Vela, 2005), México (Rosas, 2021), Bolivia (Caballero & Caballero, 2015). De acuerdo con Broto (2008), en países de la región, la adopción de esquemas de metas de inflación ha inducido a una reducción de la volatilidad inflacionaria, lo que se ha reflejado positivamente sobre el producto. Otras investigaciones sugieren una asociación entre la volatilidad de precios y la seguridad alimentaria (OBSAN-R, 2012) para países de Centroamérica y República Dominicana.

A nivel local, la literatura aplicada sobre volatilidad de la inflación se ha orientado, principalmente, a analizar sus determinantes de corto plazo (Checo et. al. 2019), sus fuentes de traspaso (Casanova y Ramírez, 2013), sus cambios estructurales (Catalán et. al. 2010; Tejada, 2013) y la persistencia de choques externos e internos sobre la misma (Vargas y Ramírez, 2019). En ese sentido, en el país se ha comprobado una reducción del nivel de volatilidad posterior a la adopción del esquema de meta de inflación, aunque con una notable persistencia asociada a un efecto GARCH significativo e incondicional al estado de la economía (Peña y Rosario, 2018;

Vargas y Ramírez, 2019; Checo y Camacho, 2019). Adicionalmente, se han identificado cambios estructurales asociados al régimen de política monetaria (Catalán et. al. 2010).

Al verificar los determinantes de la inflación de corto plazo, Checo et. al. (2019) identifican que factores exógenos a la política monetaria determinan la volatilidad de la inflación en el corto plazo, mientras que Medina (2009), identifica que esta no responde a los cambios en la productividad laboral. Por otro lado, los autores Catalán et al. (2010), identifican cierta asociación entre la persistencia de la inflación y la volatilidad de las variaciones anuales de precios, estando el nivel de incertidumbre en precios asociada con el nivel de correlación con otras series en la economía (Vargas y Ramírez, 2019).

Al igual que en países de la región, se identifica una disminución de la volatilidad y el nivel de la serie posterior a la adopción del esquema de metas de inflación en 2011 (Peña y Rosario, 2018), así como una reducción en las probabilidades de la inflación de mantenerse en un estado de alta volatilidad (Vargas y Ramírez, 2019, pág. 20). Las conclusiones de Tejeda (2013) y Catalán et. al. (2010), apuntan a importantes diferencias en el nivel de volatilidad condicional de la serie de precios a lo largo del tiempo, lo que sumado a los cambios estructurales observados entre 1991 y 2003, verifican elevados niveles de inflación con importante volatilidad en diferentes esquemas de política monetaria.

En términos de transferencias de volatilidad, existe evidencia de que diversas fuentes inciden sobre la volatilidad de la inflación local. En este sentido, empleando una estimación multivariada, Casanova y Ramírez (2013) encuentran evidencia de causalidad de la volatilidad de los *commodities* sobre la volatilidad de la inflación doméstica, ejerciendo los choques externos de volatilidad efectos tanto en el nivel como en la incertidumbre de la misma. Los referidos autores identifican causalidad desde la tasa de política monetaria hacia la inflación, sin evidenciar una conclusión definitiva respecto el crecimiento económico o el tipo de cambio nominal.

Otro efecto externo de importancia fue identificado en los precios del petróleo por Ramírez (2011), aunque condicionado a la persistencia y el nivel de sorpresa del choque del petróleo. Por igual, Vargas y Ramírez (2019) identifican efectos ARCH de las fluctuaciones fiscales sobre la inflación en el periodo 2007-2018, siendo la volatilidad condicional de la inflación relativamente mayor en periodos de alta incertidumbre fiscal y variación positiva del nivel de actividad económica, por lo que sugieren que la incertidumbre inflacionaria puede estar originada tanto por choques externos como internos, aunque su asociación con el resto de la economía puede estar correlacionada con el nivel de volatilidad. También, la literatura ha identificado evidencia parcial a favor de una asociación entre el nivel inflacionario y su incertidumbre, aunque el efecto de los choques solo son significativos cuando tienen signos positivos (Pellerano, 2009).

3. Metodología

El documento intenta identificar quiebres estructurales y caracterizar la evolución histórica de la incertidumbre condicional de la inflación y sus modelos de volatilidad; además, busca estudiar posibles fuentes de la volatilidad de la inflación y efectos contagios de esta volatilidad sobre otras series macroeconómicas a nivel doméstico. Finalmente, se utilizan factores para establecer una medida de volatilidad idiosincrática de la inflación que excluya la incidencia de factores externos.

La identificación de la presencia de persistencia en volatilidad en la serie de precios, se realiza a partir de la prueba de efecto ARCH (*autoregressive conditional heteroskedasticity*) de orden p ,

esta se testea a partir de la especificación auxiliar autorregresiva de heterocedasticidad condicional, h_0 : $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$, propuesta por Engle (1982).

$$(1) \quad u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 + v_t$$

La caracterización de las series se realiza sobre la identificación de los modelos de inflación, a partir de modelos generalizados de volatilidad condicional y sus extensiones no gaussianas y asimétricas. Dada la autocorrelación identificada en la serie de inflación mensual, se estima una especificación ARMA-GARCH, donde la estimación de la varianza se construye sobre el residuo del modelo ARMA identificado (Bollerslev, 1986). La ecuación de la varianza en la especificación GARCH(p,q) está dada por la constante ω ; el efecto ARCH (α_1) que está asociado al impacto en el proceso actual de volatilidad que proviene del cuadrado del residuo retardado (ε_{t-1}^2) de la especificación en media –es decir, sorpresas de la inflación alrededor de la especificación ARIMA–; y, la persistencia en volatilidad o efecto GARCH (β_1), asociado al impacto de la volatilidad retardada sobre la volatilidad actual.

$$(2) \quad \begin{aligned} \phi(B)\Phi(B^s)(1-L)^d(1-L^s)^D \pi_t &= \theta(B)\Theta(B^s)\varepsilon_t, & \varepsilon_t &\sim RB(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \end{aligned}$$

Donde $\phi(B)$ es el polinomio de coeficientes autorregresivos que establecen la relación de los valores pasados de la serie de precio con el presente; $(1-L)^d$ utiliza el operador de retardo para expresar la serie en diferencias según el orden de integración identificado en el test KPSS y $(1-L^s)^D$ es el operador de retardo de estacionalidad; $\theta(B)$ es el polinomio media móvil, donde se guardan los coeficientes que indican cómo los choques pasados de la serie influyen en su valor presente; finalmente, ε_t es el residuo del modelo, que, en caso de correcta especificación, debería comportarse como un ruido blanco con momentos finitos. La identificación del proceso ARIMA se realiza a partir del algoritmo Hyndman-Khandakar (2008).⁸

Otras especificaciones GARCH utilizadas en el documento, incluyen una variable binaria $I_{(\varepsilon_{t-1} < 0)}$ para identificar valores negativos del retardo, como forma de incluir asimetrías en las estimaciones. Las estimaciones se realizan mediante máxima verosimilitud (Wuertz, 2020; Freitas, 2018; Manzan, 2017):

$$\begin{aligned} \text{Taylor-Schwert-GARCH: } \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 |\varepsilon_{t-1}| + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \\ \text{Threshold-GARCH: } \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 |\varepsilon_{t-1}| + \gamma_1 |\varepsilon_{t-1}| I_{(\varepsilon_{t-1} < 0)} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \\ (3) \text{ GJR-GARCH: } \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 I_{(\varepsilon_{t-1} < 0)} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \\ \text{Asymmetric Power GARCH: } \sigma_t^\delta &= \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma_1 \varepsilon_{t-1})^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta \\ \text{EGARCH: } \log \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \gamma_1 |\varepsilon_{t-1}| + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2 \end{aligned}$$

⁸ Desarrollado en R en el paquete “*forecast*” (Hyndman, et al., 2020).

En adición a las extensiones de los modelos GARCH y considerando la violación al supuesto de normalidad identificado en las series, se estiman versiones no gaussianas de los modelos basados en distribuciones generalizada y t-student.

Normal:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\frac{x^2}{\sigma^2}}$$

(4) t.student:

$$f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{\beta v \pi} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{(x-\alpha)^2}{\beta v}\right)^{-\left(\frac{v+1}{2}\right)}$$

Adicionalmente, la identificación de quiebres estructurales alrededor de las series de volatilidad condicional, al igual que la evidencia de efectos ARCH, motiva la estimación de modelos de volatilidad condicionados al estado de la economía. La especificación *Markov Switching* GARCH asimétrica (gjr-GARCH) con dos estados de volatilidad se representa como:

$$(5) \quad \begin{aligned} y_t | (s_t = k,) &\sim S(0, h_{k,t}, v) \\ h_{k,t} &= \alpha_{0,k} + [\alpha_{1,k} + \alpha_{2,k} \mathbb{I}_{\{y_{t-1} < 0\}}] y_{t-1}^2 + \beta_k h_{k,t-1} \end{aligned}$$

Donde $S(0, h_{k,t}, v)$ es la distribución condicionada de la serie de inflación, que considera la heterocedasticidad identificada ($h_{k,t}$); s_t modela la probabilidad de estar en uno de los k estados de incertidumbre a partir de una matriz markoviana de transición y condicionado a la información retardada sobre la pertenencia a uno de los estados considerados (Ardia et al, 2019):

$$(6) \quad \mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{1,1} & \cdots & p_{1,K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{K,1} & \cdots & p_{K,K} \end{bmatrix}$$

En esta matriz, $p_{i,j} = \Pr[s_t = j | s_{t-1} = i]$ es la probabilidad de transición del estado i al j , condicionada a estar en el estado i en el momento $t - 1$, por lo que, el modelo condicionado de volatilidad ahora depende del estado de volatilidad ($h_{k,t}$) donde se encuentre la inflación. Donde: $\alpha_{0,k}$ es la constante; $\alpha_{1,k}$ y $\alpha_{2,k}$ son los parámetros ARCH asociados, condicionados tanto al estado como al signo del error del modelo ARIMA en el periodo anterior (modelado por la variable binaria $\mathbb{I}_{\{y_{t-1} < 0\}}$); finalmente, β_k representa el efecto GARCH que recoge la persistencia en volatilidad condicionada al estado de la economía (Ardia, Bluteau, Boudt, Catania, & Trottier, 2019).

Adicionalmente, se estudia la evolución de los coeficientes de los modelos a partir de series históricas de los coeficientes asociados al GARCH-gjr, utilizando ventanas móviles. La curva de noticias se identifica a partir de la dispersión entre la volatilidad estimada y el primer rezago de los residuos del modelo considerado, Por otra parte, los efectos contagios se identifican a partir de GARCH multivariados y test de causalidad entre las series de volatilidad condicional. La versión multivariada se estima a partir del modelo BEKK, propuesto por Engle y Kroner (1995):

$$(7) \quad h_t = \mathbf{a} + \mathbf{A}\varepsilon_{t-1}^2 + \mathbf{B}h_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde la matriz **A** contiene los efectos ARCH asociados a choques positivos⁹, mientras que **D** contiene estos efectos pero condicionados a sorpresas negativas en las variaciones de precios; **B** contiene los efectos GARCH, siendo una matriz cuadrada que guarda la persistencia en volatilidad de las series en su diagonal principal, mientras que fuera de esta diagonal principal se estiman los coeficientes de transferencia de volatilidad. Por lo que, su significancia estadística corresponde a la verificación del test de transferencia en volatilidad. Su versión asimétrica permite capturar el impacto de los choques retardados en función del signo de los mismos. Finalmente, ε_t contiene las series de errores:

$$(8) \quad h_t = \mathbf{a} + \mathbf{A}\varepsilon_{t-1}^2 + \mathbf{D}\varepsilon_{t-1}^2 \mathbb{I}_{\{\varepsilon_{t-1} < 0\}} + \mathbf{B}h_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\mathbf{A} = \begin{vmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{vmatrix}; \mathbf{B} = \begin{vmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{vmatrix}; \mathbf{D} = \begin{vmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{vmatrix}$$

Una vez identificada la especificación de la volatilidad condicional, se plantea la identificación de quiebres estructurales alrededor de la media de volatilidad de las series (Zeileis, Leisch, Hornik, & Kleiber, 2010). Tal como se verifica en el **Gráfico 1**, se identifican tres fechas de cambio estructural (Oct.-1991, Oct.-2002, Sep.-2011), las cuales permiten segmentar la muestra en cuatro sub-muestras para evaluar las condiciones de transferencias de volatilidad, los estimadores de los modelos y asociar los niveles de volatilidad a las condiciones macroeconómicas y al esquema de política monetaria.

El test de causalidad aplicado entre series de volatilidad, corresponde al concepto de causalidad de Granger, donde se utilizan dos series para estimar la regresión dinámica de una variable dependiente sobre sus rezagos y los de otras variables:

$$(9) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_k x_{t-k} + \varepsilon_t$$

Siendo $h_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ y $\beta_1 \neq 0 \forall i \in \{1, k\}$.

Finalmente, se utilizan modelos de factores para proponer una medida de volatilidad idiosincrática, no afectada por las perturbaciones de choques externos asociados a los precios del petróleo o condiciones internacionales. El modelo factorial general, se estima según Novales (2014, págs. 13-14) utilizando como factores las series donde se identificaron efectos significativos de transferencia de volatilidad:

$$(10) \quad \pi_t = \alpha_0 + \beta'_i f_t + \varepsilon_t, \quad i = 1, 2, \dots, k; t = 1, 2, \dots, T$$

Siendo la descomposición del riesgo total la suma de un componente sistémico y otro idiosincrático, donde se obtiene una descomposición de la varianza a partir de las cargas o coeficientes parciales asociados a los factores comunes, mientras que la varianza específica se recupera de la parte residual de los modelos, lo que permite descomponer la serie histórica en una parte sistemática internacional y un componente idiosincrático a partir de una estimación de ventana móvil usando como factores las variables externas donde se identifican transferencia de volatilidad.

⁹ Inflación observada mayor a la esperada por los modelos ARIMA.

$$(11) \quad \sigma_1^2 = \beta_1^2 + \beta_2^2 + \dots + \beta_k^2 + \sigma_{\varepsilon_t}^2$$

4. Datos

Para realizar los análisis planteados en la sección anterior, se utilizan las fuentes de datos y variables explicadas en el Cuadro 1.

Cuadro 1. Variables usadas y fuente de datos del documento

Fuente	Descripción de variables
Banco Central de la República Dominicana (BCRD).	Índice de Precio al Consumidor (IPC). Componentes del IPC. Tasa de interés activa – diversos plazos. Índice mensual de actividad económica – IMAE. Tasa de cambio – compra y venta.
Fondo Monetario Internacional (FMI).	Índices de precios al consumidor de los países latinoamericanos. Precios del petróleo WTI. Índice de precio de los alimentos.
Banco de la Reserva Federal de San Luis.	Volatilidad de los mercados financieros (NASQAD). Índice de actividad industrial de USA. Economic Policy Uncertainty Index for United States. Smoothed U.S. Recession Probabilities.
Oficina de Estadísticas Laborales de los Estados Unidos.	Inflación de USA
<i>Cboe options and future.</i>	VIX

Nota: el IPC no subyacente se construye usando los ponderadores del IPC general y el subyacente.

Fuente: elaboración propia.

5. Resultados

5.1. Análisis descriptivo de la volatilidad de precios

En la Cuadro 2 se verifica una desaceleración de la volatilidad promedio de la inflación a partir del 2016, así como un importante incremento en la volatilidad de precios en el contexto de la pandemia del COVID-19, donde los cambios mensuales de precios estuvieron incididos en primera instancia por una importante caída en los precios de los combustibles en el primer trimestre del año 2020, seguido de un posterior repunte en el precio de los alimentos como reflejo del incremento en el precio de las materias primas internacionales y las alzas observadas en los precios internacionales de los combustibles, efectos que incidieron en términos relativamente mayor sobre el grupo de alimentos y bebidas y transporte. Sin embargo, con relación al 2020, la volatilidad observada durante el 2021 se ha normalizado de forma importante, mostrándose una reducción generalizada de las fluctuaciones observadas hasta el mes de abril de cada año.

Cuadro 2. Coeficientes de variación por año, según grupos y componentes del índice de precios al consumidor, 2011-2021 (cálculos realizado hasta el mes de abril de cada año)

Grupos y componentes de la inflación	Coeficiente de variación							Cambio (%)	Cambio (%)
	2011-2019	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2021/2019	2021/hist.
Índice General	1.58	1.59	1.27	0.99	1.05	1.75	0.34	-67.1%	-78.2%
Grupos									
Alimentos y Bebidas No Alcohólicas	3.60	1.08	1.71	3.21	0.67	41.12	1.19	78.8%	-66.9%
Bebidas Alcohólicas y Tabaco	0.88	0.81	0.73	0.61	0.71	0.67	0.41	-41.8%	-53.2%
Bienes y Servicios Diversos	0.53	0.19	0.16	0.24	0.35	0.25	0.11	-68.6%	-79.1%
Comunicaciones	5.58	2.00	1.41	2.00	2.91	0.00	1.38	-52.7%	-75.3%
Educación	2.31	1.95	1.95	1.55	1.78	4.75	1.14	-36.3%	-50.9%
Muebles y Artículos para el Hogar	0.78	0.87	0.15	0.35	0.48	0.79	0.24	-50.8%	-69.6%
Prendas de Vestir y Calzado	1.71	0.56	0.32	0.77	0.93	2.00	0.65	-30.0%	-61.9%
Recreación y Cultura	2.11	3.75	2.12	1.33	1.41	1.56	1.04	-26.7%	-50.9%
Restaurantes y Hoteles	0.94	1.03	0.59	0.32	0.23	0.76	0.25	7.1%	-73.5%
Salud	0.34	0.18	0.20	0.31	0.14	0.23	0.10	-27.7%	-71.6%
Transporte	1.65	1.93	0.76	1.51	1.40	1.13	0.35	-75.1%	-78.9%
Vivienda	3.86	1.61	8.98	3.03	7.19	0.65	0.74	-89.7%	-80.8%
Componentes									
Subyacente	0.76	1.20	0.42	0.16	0.32	0.25	0.19	-39.2%	-74.8%
No Subyacente	4.97	1.03	1.97	4.07	1.69	0.98	0.88	-47.9%	-82.3%
Transable	1.65	1.93	0.76	1.51	1.40	1.13	0.35	-75.1%	-78.9%
No Transable	2.07	2.35	6.38	0.66	0.53	9.76	0.39	-25.1%	-81.0%

Fuente: elaboración propia con datos del BCRD.

5.2. Volatilidad condicional de la inflación

El análisis del modelo SARIMA sobre la serie de inflación mensual y la estructura de rezago de sus residuos (Anexo 1), muestra evidencia de autocorrelación, tanto en el nivel medio como en la volatilidad de la serie. Además, se observa en los periodos de mayor volatilidad una menor capacidad de ajuste de los modelos, al persistir choques de precios de mayor magnitud. Adicionalmente, se verifica no normalidad en los residuos, lo que se ha asociado, en la literatura, a las fluctuaciones mostradas por las series en periodos de alta inflación; también, el modelo presenta un efecto ARCH que requiere la aplicación de modelos de varianza condicional¹⁰ y sugiere persistencia de volatilidad. A partir del criterio Akaike, se selecciona la especificación asimétrica con estructura ARMA y residuos no gaussianos como la especificación con mejor ajuste,¹¹ aunque se verifican correlaciones superiores al 0.95 entre las series de volatilidad obtenidas con las distintas estrategias de estimación, por lo que, los diferentes modelos resultan en posibles estimaciones sustitutas en términos de explicar la evolución histórica de la volatilidad de precios en el país.

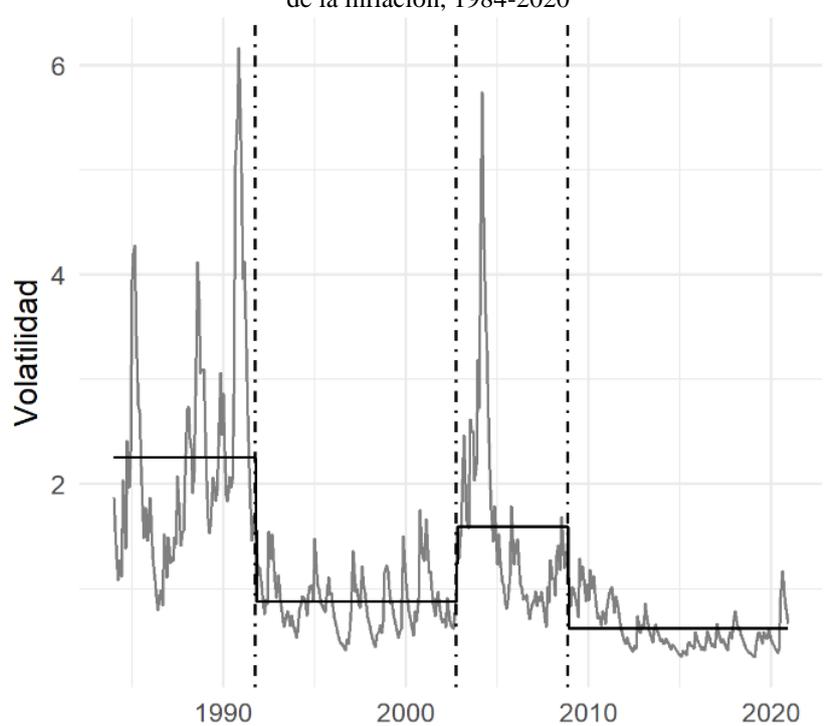
Las series históricas de volatilidad condicional apuntan a una reducción importante de la volatilidad posterior a los ajustes estructurales de inicio de los 90, que dio al traste con un periodo de relativa estabilidad hasta la crisis financiera de 2003, donde se observaron picos de volatilidad similares a los observados durante la década de los 80, una década de alta volatilidad de la inflación, incidida por importantes procesos de hiperinflación donde se registraron tasas de inflación promedio anual superiores al 50%, con reducida efectividad de la política monetaria (Catalán et al., 2010).

¹⁰ La comparación de los modelos condicionales (Anexo 4), se inclinan hacia el uso de modelos asimétricos con distribución distinta a la normal. Mostrando los modelos con distribución t mayor capacidad para capturar los picos observados de volatilidad.

¹¹ Adicionalmente se encuentra evidencia débil de autocorrelación en los residuos del modelo especificado, así como su versión cuadrática estandarizada, evidencia a favor de la correcta especificación de las estimaciones.

Luego de la crisis financiera de 2003, el nivel medio de volatilidad estuvo incidido por el choque externo del periodo 2007-2008, afectado tanto por la crisis crediticia como por el importante aumento de los precios internacionales de las materias primas y productos energéticos. Hacia el final de la muestra, se verifica el periodo de mayor estabilidad de precios en el marco del esquema de metas de inflación, pese al repunte de la volatilidad durante el 2020, en el contexto de la crisis del Covid-19 (Anexo 7), aunque este incremento de la incertidumbre queda sustancialmente distante de los picos máximos observados en la serie. Por tanto, durante el periodo estudiado, se observa una variación inter-temporal significativa de la volatilidad, caracterizada por periodos de alta y baja volatilidad asociados al contexto macroeconómico, sumados a un leve repunte de la volatilidad histórica en el contexto del Covid-19, cuestión que puede asociarse a las fluctuaciones del componente no subyacente de la inflación, alimentos y combustibles (Giraldi y Ramírez, 2020).

Gráfico 1. Evolución histórica y cambios estructurales identificados en la serie de volatilidad condicional de la inflación, 1984-2020



Nota: las fechas de quiebres identificadas son: oct.-1991, oct.-2002 y sep.-2011.

Fuente: elaboración propia.

Con respecto a la caracterización de la volatilidad condicional a nivel de los sub-periodos identificados a partir de los quiebres estructurales (Cuadro 3), se verifica que los coeficientes asociados a los modelos se mantienen prácticamente invariables, una vez que se modela el nivel medio de la inflación mensual. La asimetría, identificada en la curva de impacto, indica que los choques positivos de inflación tienden a generar mayor volatilidad que los choques negativos, lo que resalta la importancia de los programas de estabilidad inflacionaria (Anexo 9). Adicionalmente, se identifica un importante efecto de persistencia de la volatilidad, verificándose coeficientes GARCH superiores a 0.8 en todos los sub-periodos verificados.

Cuadro 3. Modelos de volatilidad condicional, por sub-muestras, 1982-2020

Coefficientes	P1	P2	P3	P4	Total
Inicio	ene-82	oct-91	oct-02	sep-11	ene-82
Fin	sep-91	sep-02	ago-11	dic-20	dic-20
μ	0.0001 (0.97)	0.000 (0.97)	0.000 (0.97)	0.000 (0.96)	0.072 (0.00***)
ρ_1	0.0309 (0.16)			0.031 (0.16***)	1 (0.00***)
ρ_2				-0.02 (0.23***)	-0.27 (0.00***)
ρ_3					0.097 (0.00***)
θ_1		0.032 (0.15*)	0.031 (0.16)		-0.50 (0.00***)
θ_2			-0.02 (0.23)		
ω	0.0059 (0.02*)	0.0058 (0.02*)	0.0059 (0.03*)	0.0059 (0.03*)	0.071 (0.00**)
α_1	0.1382 (0.00***)	0.1383 (0.00***)	0.1384 (0.00***)	0.1384 (0.00***)	0.174 (0.00***)
γ_1	0.1313 (0.08.)	0.1311 (0.08.)	0.1235 (0.09.)	0.1235 (0.09.)	0.111 (0.00***)
β_1	0.8830 (0.00***)	0.8830 (0.00***)	0.8830 (0.00***)	0.8830 (0.00***)	0.816 (0.00***)
delta	1.3409 (0.00***)	1.3423 (0.00***)	1.3375 (0.00***)	1.3375 (0.00***)	0.783 (0.00***)
shape	4.1189 (0.00***)	4.1194 (0.00***)	4.1207 (0.00***)	4.1207 (0.00***)	3.002 (0.00***)
Análisis residual					
Jarque-Bera(R) Chi ²	0	0	0	0	0
Shapiro-Wilk(R) W	0	0	0	0	3.792
Ljung-Box(R) Q(10)	0.70	0.71	0.71	0.645	0.954
Ljung-Box(R) Q(15)	0.62	0.62	0.62	0.577	0.231
Ljung-Box(R) Q(20)	0.78	0.79	0.79	0.758	0.433
Ljung-Box(R ²) Q(10)	0.09	0.09	0.09	0.104	0.993
Ljung-Box(R ²) Q(15)	0.07	0.07	0.07	0.086	0.593
Ljung-Box(R ²) Q(20)	0.12	0.12	0.12	0.142	0.736
LM(Test) R	0.12	17.5	0.12	0.134	0.319
Criterios de información					
AIC	1.004	1.004	1.004	1.0046	2.4329
BIC	1.027	1.027	1.030	1.0301	2.5344
SIC	1.004	1.004	1.004	1.0046	2.4317
HQIC	1.012	1.012	1.014	1.0140	2.4729

Nota: Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1. El P valor asociado a los coeficientes se presentan entre paréntesis.

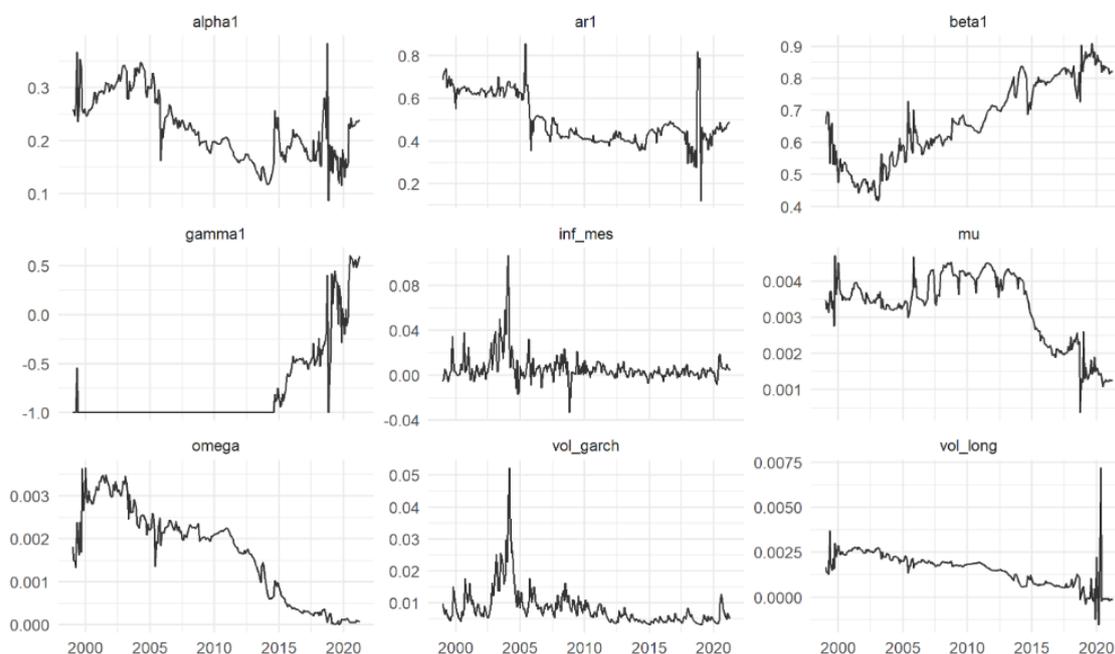
Fuente: elaboración propia.

En el Gráfico 2 se puede visualizar la evolución histórica de los coeficientes asociados a la estimación gjr-garch, asumiendo una ecuación autorregresiva de primer orden para modelizar el cambio en media (ϕ_1). En tal sentido, se puede visualizar una reducción importante de la persistencia de la inflación posterior a la crisis financiera de 2003-2004, esta reducción de la persistencia de la inflación mensual, ha coincidido con la reducción de la volatilidad histórica condicional y la varianza incondicional de largo plazo. Adicionalmente, el efecto ARCH asociado a las sorpresas inflacionarias de signo positivo (α_i), ha mostrado una clara reducción entre 2005 y 2015, cuando el efecto tiende a estabilizarse asumiendo un valor cercano a 0.2 (aunque con mayores fluctuaciones de un periodo a otro), lo que es notablemente inferior a los valores medios observados a inicio del 2000, esto implica un menor efecto de los choques inflacionarios sobre la estabilidad de precios.

La persistencia de la volatilidad (β_1), pese a mantener una relación negativa con el nivel de volatilidad condicional, ha mostrado una tendencia positiva durante el periodo, lo que puede estar asociado a los menores niveles de volatilidad verificados a partir de la adopción del esquema de metas de inflación. Finalmente, en relación al efecto asimétrico (γ_1), note que a partir del 2015 este coeficiente, que se había mantenido relativamente estable, comienza a volverse más positivo,

por lo que, sorpresas inflacionarias asociadas a variaciones de precios menor a la esperada, comienzan a tener un efecto mayor sobre la volatilidad de la inflación.

Gráfico 2. Evolución histórica de los coeficientes asociados al modelo VAR, 2000-2021



Nota: la ventana de estimación seleccionada corresponde a 15 años, partiendo desde enero de 1984.

Fuente: elaboración propia.

El Cuadro 4 muestra la correlación histórica entre los coeficientes obtenidos y las series de volatilidad e inflación. Se verifica una correlación positiva entre el nivel de inflación mensual y el coeficiente alpha (α_1) (0.348), que recoge el efecto sobre la volatilidad actual de los choques de inflación con signo positivos, evidenciando que en periodos de mayor inflación tiende a observarse un mayor efecto de estos choques inflacionarios, contrario a la persistencia de la inflación, que muestra una correlación negativa con el nivel de inflación y la volatilidad, es decir, que en periodos de alta inestabilidad de precios, la persistencia de la inflación tiende a ser menor. Adicionalmente, y de acuerdo a lo identificado en la literatura, se verifica una asociación positiva (0.536) entre la inflación mensual y el nivel de volatilidad (hipótesis de Friedman-Ball).

Cuadro 4. Matriz de correlación histórica entre los coeficientes, 1984-2021

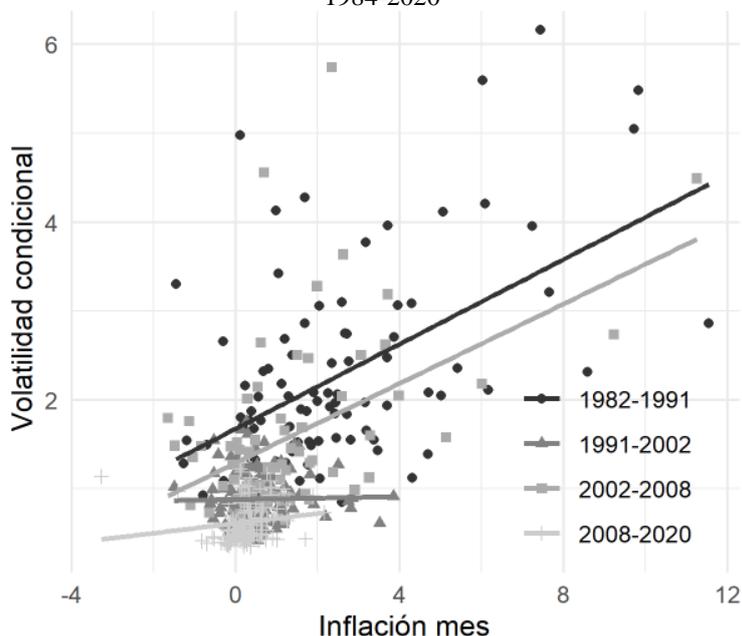
	mu	ar1	omega	alpha1	gamma1	beta1	vol_garch	inf_mes	vol_long
mu	1	-0.042	0.716	0.059	-0.863	-0.569	0.201	0.072	0.594
ar1	-0.042	1	0.523	0.766	-0.234	-0.615	0.394	0.246	0.437
omega	0.716	0.523	1	0.636	-0.735	-0.967	0.460	0.258	0.834
alpha1	0.059	0.766	0.636	1	-0.200	-0.796	0.531	0.348	0.548
gamma1	-0.863	-0.234	-0.735	-0.200	1	0.641	-0.262	-0.102	-0.646
beta1	-0.569	-0.615	-0.967	-0.796	0.641	1	-0.503	-0.299	-0.817
vol_garch	0.201	0.394	0.460	0.531	-0.262	-0.503	1	0.536	0.380
inf_mes	0.072	0.246	0.258	0.348	-0.102	-0.299	0.536	1	0.199
vol_long	0.594	0.437	0.834	0.548	-0.646	-0.817	0.380	0.199	1

Fuente: elaboración propia.

Al verificar la asociación entre volatilidad y nivel de inflación, pero condicionado a distintos subperiodos, se observan cambios en esta relación, siendo más definida en contexto de mayor

volatilidad, como 1982-1991 y 2002-2008 (Gráfico 3). Además, se identifica causalidad desde la volatilidad de la inflación hacia su nivel (hipótesis de Friedman-Ball).

Gráfico 3. Relación entre volatilidad condicional e inflación mes, según sub periodos seleccionados, 1984-2020



Fuente: elaboración propia.

La estimación condicional de la volatilidad, según el modelo markoviano, apunta a que, durante el periodo considerado, los saltos de volatilidad se dan en términos de transición por medio del estado de media volatilidad (Cuadro 5), no teniéndose evidencia de saltos de volatilidad entre los extremos de niveles de volatilidad, es decir, la probabilidad de pasar el estado de menor a mayor volatilidad es cero. Relativamente, en contexto de mayor volatilidad (estado 3) se verifica mayor efecto de los choques positivos de inflación ($3.2 = 0.625/0.1948$), la importancia de mantener niveles controlables de inflación. Mientras que la probabilidad de mantenerse en el estado de alta volatilidad, condicionado a estar anteriormente en dicho estado, es relativamente mayor al resto de estados de menor volatilidad.

Respecto al nivel de persistencia de la volatilidad, se puede verificar como esta disminuye de forma importante en el estado de alta volatilidad, con respecto al nivel medio, sin embargo, este coeficiente tiende a ser mayor respecto al estado de menor volatilidad, resultado evidenciado por Catalán et al. (2010), quienes identifican mayor persistencia de la inflación en estados del alta volatilidad, lo que se ha asociado en la literatura a mayores costos de inflación (Broto, 2008). Al igual que el efecto relativamente mayor de los choques positivos en contexto de alta volatilidad, puede asociarse a mayores costos relativos de estos choques en contexto de alta volatilidad.

Cuadro 5. Markov-GJR GARCH de volatilidad condicional de la inflación mensual, por sub-muestras, 1982-2020

Coeficientes	Estado 1	Estado 2	Estado 3
	Baja	Media	Alta
ω	0.1263	0.1927	0.139
α_1	0.1948	0.0248	0.625
γ_1	0.0003	0.0002	0.0001
β_1	0.0001	0.8557	0.3709
Transition matrix:	t+1 k=1	t+1 k=2	t+1 k=3
t k=1	0.913	0.087	0.000
t k=2	0.087	0.899	0.014
t k=3	0.000	0.043	0.957
Stable probabilities:			
Pr[]	0.4315	0.4297	0.1388
Vol. incondicional	1.370503	4.392235	5.595427

Nota: los estados están ordenados de menor (1) a mayor volatilidad (3).

Fuente: elaboración propia.

5.3. Contagio de volatilidad y riesgo idiosincrático

En el

Cuadro 6 se muestran los resultados del modelo BEKK asimétrico, con el objetivo de estudiar posibles fuentes de volatilidad de la inflación local. En tal sentido, se identifica un efecto ARCH positivo y significativo asociado al VIX, por lo que, se infiere que los choques no anticipados de signo positivo sobre el nivel de la volatilidad financiera internacional están asociados a posteriores incrementos en la volatilidad de la inflación doméstica. En lo concerniente al efecto contagio de las series externas, se observan coeficientes GARCH significativos derivados de la volatilidad de precios del petróleo, precios al consumidor de EE.UU. y del VIX, lo que indica que estas variables constituyen fuentes de volatilidad sobre los precios domésticos; finalmente, el efecto asimétrico resultó significativo respecto a los precios de EE.UU., el mercado financiero de EE.UU. y el VIX. Adicionalmente, se verifican transferencia de volatilidad al testear causalidad a partir de los test de causalidad de Granger sobre las series de volatilidad. Al asociar la volatilidad externa con el nivel de asociación de la inflación mensual no se verifica una asociación clara (Anexo 12), es decir, pese a la transferencia en volatilidad identificada anteriormente, no se encuentra evidencia clara para indicar que este nivel de asociación sea mayor en contextos externos de mayor volatilidad.

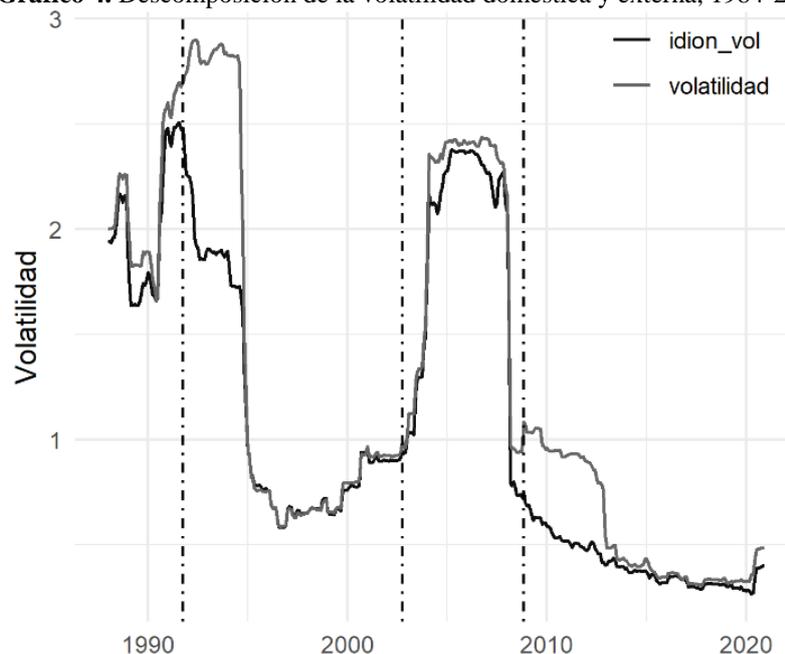
Cuadro 6. BEKK asimétrico según origen de volatilidad, 1982-2020

Coeficientes	WTI	Index		NASQA D	VIX	
		Prod. USA	IPC USA			
C	C[1,1]	-0.0688 (0.586)	-0.3205 (0.000)	0.4213 (0.000)	-0.2217 (0.001)	-0.0145 (0.875)
	C[2,1]					
	C[1,2]	2.2096 (0.748)	-0.1085 (0.067)	0.1697 (0.001)	1.3950 (0.000)	-0.0338 (0.903)
	C[2,2]	3.0770 (0.550)	-0.3680 (0.000)	-0.1615 (0.002)	0.0833 (0.956)	0.0124 (0.761)
	A[1,1]	0.8464 (0.000)	0.9047 (0.000)	0.7720 (0.000)	0.7545 (0.000)	0.7173 (0.000)
ARCH	A[2,1]	0.0234 (0.000)	-0.1245 (0.032)	0.1046 (0.653)	-0.0120 (0.310)	0.0093 (0.000)
	A[1,2]	0.1296 (0.592)	0.0092 (0.606)	0.0153 (0.192)	-0.1777 (0.200)	-0.2671 (0.000)
	A[2,2]	0.0473 (0.534)	0.1287 (0.129)	0.4902 (0.000)	0.2178 (0.011)	1.0229 (0.000)
	B[1,1]	-0.6225 (0.000)	-0.6045 (0.000)	0.7506 (0.000)	-0.6875 (0.000)	-0.4705 (0.000)
GARCH	B[2,1]	0.0431 (0.000)	-0.1232 (0.006)	-1.0677 (0.011)	0.0549 (0.000)	-0.0152 (0.000)
	B[1,2]	0.7264 (0.050)	-0.0049 (0.720)	0.0834 (0.000)	0.1662 (0.539)	-1.4083 (0.000)
	B[2,2]	0.7693 (0.000)	-0.6354 (0.000)	-0.4943 (0.000)	0.8932 (0.000)	-0.0442 (0.000)
	D[1,1]	-0.5417 (0.006)	0.1484 (0.665)	0.4583 (0.326)	-0.4115 (0.146)	-2.7407 (0.000)
GJR	D[2,1]	0.0027 (0.722)	0.0375 (0.506)	0.1574 (0.769)	-0.0235 (0.100)	0.0021 (0.882)
	D[1,2]	0.1481 (0.718)	-0.0470 (0.157)	0.2709 (0.017)	-0.8846 (0.026)	11.6810 (0.004)
	D[2,2]	-0.7476 (0.000)	1.0115 (0.000)	0.5454 (0.020)	0.4769 (0.000)	0.7382 (0.176)
	Lambda	0.0516	0.3920	-0.7417	-0.7985	0.3914

Fuente: elaboración propia

Al descomponer la varianza (Ecuación (11) usando la inflación de EE.UU., los precios del petróleo (WTI), el NASQAD y el VIX, como factores que intenta capturar la volatilidad externa sistemática, se verifica que en los picos de volatilidad de inflación identificados, estos factores externos registraron incidencias marcadamente distintas en los distintos sub-periodos, estando la volatilidad de principio de los noventas más incididos por factores externos respecto a la incertidumbre generada por la crisis domestica de 2003 (Gráfico 4). Aunque, posterior a la crisis de 2003, factores externos como el asociado a la volatilidad de precios del petróleo, generó cierta rigidez en la velocidad en que se supone se revertirían los niveles de volatilidad entre 2008 y 2011. Finalmente, se verifica además que en los periodos de baja volatilidad (los 90 y posterior al 2008) la volatilidad es básicamente originada por condiciones domésticas.

Gráfico 4. Descomposición de la volatilidad doméstica y externa, 1984-2020



Nota: La ventana móvil correspondió a 36 días. Las líneas discontinuas verticales resaltan los quiebres estructurales identificados.

Fuente: elaboración propia.

En el Cuadro 7 se presentan las estimaciones multivariadas para estudiar la transferencia de volatilidad de la inflación hacia otras series de la economía dominicana. Se verifica que las fluctuaciones de la inflación mensual transfieren volatilidad hacia las expectativas de la inflación anual (efecto ARCH significativo), siendo el efecto ARCH significativo independientemente al signo del error de estimación de la inflación. También, se verifican efectos contagios (GARCH) significativos desde la volatilidad de inflación hacia las tasas de interés activas –especialmente aquellas de largo plazo– y los préstamos al sector privado, evidencia a favor de la existencia de un efecto contagio de la volatilidad de precios sobre las condiciones del sector financiero y las expectativas de los agentes. Finalmente, los resultados sugieren contagio de volatilidad hacia el tipo de cambio.

Cuadro 7. BEKK asimétrico sobre efecto contagio de la inflación sobre la economía, 1982-2020

Coefficientes	Tipo de Cambio - Venta	TIA 90 días	TIA 5 años	IMAE	Exp. Infr.	Prestamo sector privado	Consumo tarjeta crédito	Salarios	
C	C[1,1]	0.1160 (0.053)	-0.3220 (0.024)	0.1693 (0.011)	0.0793 (0.149)	0.1781 (0.074)	-0.2433 (0.027)	0.0020 (0.979)	0.1136 (0.027)
	C[1,2]	0.0096 (0.965)	0.1331 (0.000)	1.8997 (0.047)	-0.6590 (0.710)	0.6391 (0.497)	-0.1779 (0.786)	-2.5227 (NaN)	2.4462 (0.000)
	C[2,2]	-0.1660 (0.000)	0.0080 (NaN)	1.4199 (0.241)	2.7708 (0.000)	0.0206 (0.985)	0.3973 (0.207)	7.3972 (NaN)	0.0011 (1.000)
ARCH	A[1,1]	-0.0049 (0.937)	0.9602 (0.000)	0.3216 (0.042)	-0.3582 (0.000)	0.3485 (0.003)	-0.5701 (0.009)	-0.2506 (0.004)	0.5787 (0.000)
	A[2,1]	0.1349 (0.061)	0.3680 (0.064)	-0.0172 (0.232)	-0.0077 (0.525)	0.0471 (0.013)	0.1852 (0.001)	-0.0096 (0.009)	-0.0278 (0.100)
	A[1,2]	1.3692 (0.000)	-0.0120 (0.543)	-1.4126 (0.005)	0.5477 (0.476)	0.6575 (0.255)	-0.5781 (0.270)	-0.8995 (0.648)	0.0380 (0.808)
	A[2,2]	0.3650 (0.123)	-0.2736 (0.219)	0.5030 (0.000)	0.2836 (0.073)	0.8906 (0.000)	-0.0404 (0.801)	0.3418 (0.013)	0.0390 (0.828)
GARCH	B[1,1]	-0.9312 (0.000)	-0.4333 (0.000)	0.7685 (0.000)	-0.8826 (0.000)	-0.3801 (0.032)	-0.4030 (0.094)	-0.9475 (0.000)	-0.7603 (0.000)
	B[2,1]	0.2168 (0.000)	0.9899 (0.107)	-0.0479 (0.004)	-0.0040 (0.786)	0.0630 (0.022)	0.1112 (0.040)	0.0041 (0.585)	-0.0215 (0.409)
	B[1,2]	-0.1549 (0.054)	0.0008 (0.981)	1.1454 (0.000)	0.2612 (0.572)	-1.7459 (0.180)	0.2032 (0.914)	-3.3794 (0.083)	-0.5625 (0.068)
	B[2,2]	-0.0632 (0.334)	0.7343 (0.000)	0.4869 (0.000)	-0.4038 (0.003)	-0.1201 (0.630)	0.7428 (0.009)	0.3802 (0.010)	0.4203 (0.127)
GJR	D[1,1]	0.5985 (0.017)	0.6646 (0.230)	-0.6197 (0.001)	-0.2030 (0.246)	1.2743 (0.289)	0.8986 (0.000)	0.0551 (0.691)	0.5708 (0.055)
	D[2,1]	0.5624 (0.000)	0.3498 (0.435)	-0.0052 (0.770)	0.0377 (0.013)	1.0701 (0.000)	0.2219 (0.128)	0.0012 (0.829)	0.0574 (0.145)
	D[1,2]	-0.2192 (0.706)	-0.0382 (0.574)	1.9529 (0.020)	-0.0935 (0.916)	6.8879 (0.178)	-0.4265 (0.271)	13.6232 (0.001)	-0.3385 (0.717)
	D[2,2]	2.1722 (0.000)	0.7567 (0.021)	0.7842 (0.000)	0.8526 (0.000)	-1.1508 (0.565)	0.7548 (0.000)	0.5291 (0.024)	-0.8066 (0.009)
Lambda	-0.0468	-0.0581	7.7445	0.8056	0.6351	4.7519	0.5856	-0.5547	

Nota: las fechas pueden cambiar según los modelos, TIA 90 días (agosto 91), TIA 5 años (enero 2000), índice de actividad (enero 2007), expectativa de inflación (febrero 2008), préstamo sector privado (enero 1996), salario (julio 2003), consumo tarjeta de crédito (enero 2008).

Fuente: elaboración propia a partir de diversas fuentes.

6. Conclusiones

En el documento se utiliza la familia de modelos GARCH para analizar la volatilidad condicional de la inflación mensual en la República Dominicana durante las últimas 5 décadas. En términos secuenciales, el estudio parte desde la distribución condicional de la inflación para identificar la estructura de volatilidad de las series y su evolución histórica, posteriormente, estudia posibles fuentes de inestabilidad, quiebres estructurales y riesgos de propagación de la incertidumbre de precios doméstica hacia el resto de la economía.

La serie de inflación presenta autocorrelación y distribución no gaussiana, con menor capacidad de ajuste de los modelos en periodos de alta volatilidad. Asimismo, esta serie presenta importantes saltos históricos que evidencian efectos ARCH, asociados a periodos diferenciados en el nivel de volatilidad condicional y agrupamientos de volatilidad. En términos históricos, esta volatilidad condicional se observa una reducción importante de la volatilidad de precios posterior a la adopción de ajustes estructurales en los 90, las medidas tomadas posterior a la crisis financiera de 2003 y la adopción del esquema de metas de inflación en 2011, verificándose que tanto al inicio

de los 90 como en el contexto de la crisis internacional de 2007-2008, una importante incidencia de la incertidumbre externa sobre la volatilidad doméstica. Por lo que, en términos de importación de volatilidad se verifica que las condiciones financieras externas, el precio del petróleo y las fluctuaciones de precios en EE.UU. son agentes de contagio de volatilidad hacia la economía local, teniendo mayor incidencia en términos históricos alrededor de los 90 y en el contexto de la crisis internacional de 2007-2008.

Adicionalmente, en línea con la literatura local, se verifica mayor persistencia de la inflación en estados de alta volatilidad. Correlaciones positivas entre el nivel de inflación mensual y el efecto de las sorpresas inflacionarias, así como con el nivel de incertidumbre; y correlaciones negativas entre la persistencia de la volatilidad y el nivel de inflación. Además, se identifica un menor efecto de los choques inflacionarios sobre la estabilidad de precios (efecto ARCH), especialmente posterior a la crisis financiera de 2003. En términos de modelos, se verifica una asimetría en el efecto ARCH que apunta a que los choques positivos de inflación tienden a generar mayor volatilidad respecto a los negativos. Es decir, las sorpresas inflacionarias positivas tienden a generar mayor incertidumbre sobre la inflación y las expectativas de la mismas, dado que se evidenció un efecto contagio desde la volatilidad de inflación hacia la volatilidad de las expectativas, las tasas de interés o el tipo de cambio.

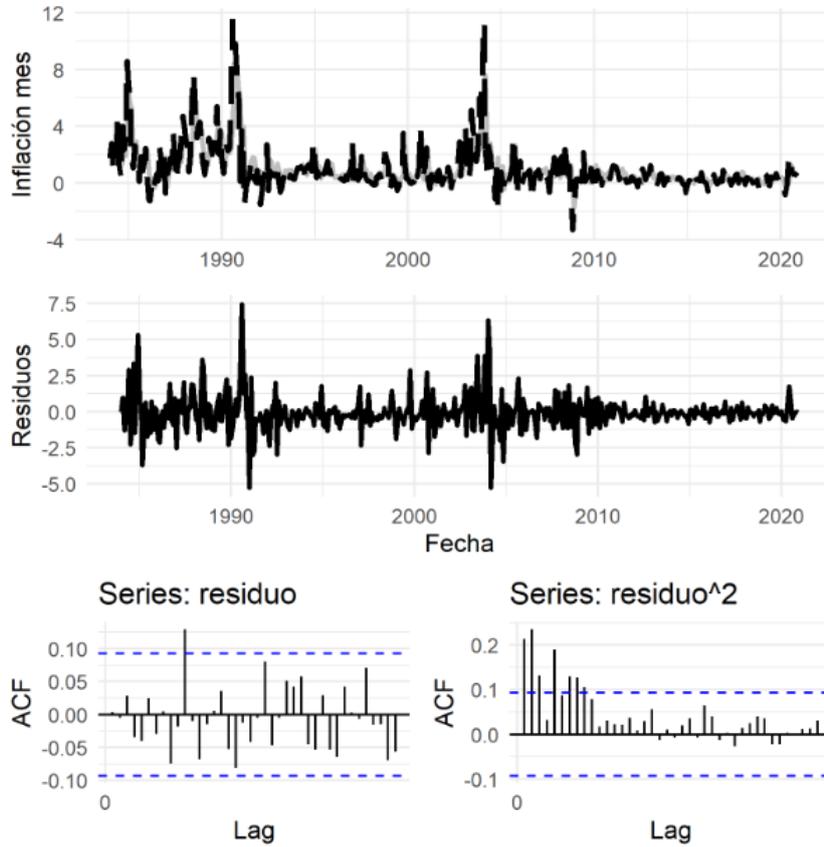
Referencias

- Ali, M. (2006). *A GARCH Model of Inflation and Inflation Uncertainty in Iran*. Peking University.
- Ardia, D., Bluteau, K., Boudt, K., Catania, L., & Trottier, D. (2019). Markov-Switching GARCH Models in R: The MSGARCH Package. *Journal of Statistical Software*, 91(4).
- Ball, L. (1992). *Why does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?* Journal of Monetary Economics.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 307-327.
- Broto, C. (2008). *Inflation targeting in Latin America: empirical analysis using GARCH models*. España: Banco de España. Working Paper Series .
- Caballero, B., & Caballero, R. (2015). Efectos asimétricos de shocks de inflación e incertidumbre inflacionaria en Bolivia 1990-2013. *Economía Informa*, 394(3), 68-99.
- Casanova, F., & Ramírez, F. (2013). *Análisis de la Volatilidad de la Inflación en la República Dominicana*. Banco Central de la República Dominicana, Departamento de Programación Monetaria. Santo Domingo: Oeconomia.
- Catalán, H., Medina, A., Michel, M., & Ramírez, F. (2010). *Persistencia de la inflación en la República Dominicana*. Banco Central de la República Dominicana: IV Foro de Investigadores de Bancos Centrales.
- Checo, A., & Camacho, F. (2019). Impacto macroeconómico de una política monetaria con metas de inflación. *Nueva Literatura Económica*.
- Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*, 987-1008.
- Freitas, H. (2018). Modeling heteroskedasticity: GARCH modeling.
- Friedman, M. (1977). *Nobel Lecture: Inflation and Unemployment*. The Journal of Political Economy.
- Giraldi, A., & Ramírez, N. (2020). *Volatilidad del precio de los alimentos en el contexto COVID-19*. Santo Domingo: Oeconomia, Banco Central de la República Dominicana.
- Golob, J. (s.f.d.). *Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?* Federal Reserve Bank.
- Haas, M., Mittnik, S., & Paolella, M. (2004). A New Approach to Markov-Switching GARCH. *Journal of Financial Econometrics*, 493-530.
- Hyndman, R., & Khandakar, Y. (2008). *Automatic time series forecasting: The forecast package for R*. Journal of Statistical Software. Retrieved 12 21, 2020, from <https://www.jstatsoft.org/article/view/v027i03>
- Hyndman, R., Athanasopoulos, G., Bergmeir, C., Caceres, G., Chhay, L., O'Hara, M., . . . Wang, E. (2020). *Package 'forecast'*. CRAN.

- Karahan, O. (2012). *The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty: Evidence from the Turkish Economy*. Procedia Economics and Finance: International Conference of Applied Economics.
- Kumo, W. (2015). *Inflation Targeting Monetary Policy, Inflation Volatility and Economic Growth in South Africa*. Office of the Chief Economist: Working Paper No. 216.
- Manzan, S. (2017). *Introduction to financial econometrics*. Zicklin School of Business, Baruch College.
- Medina, A. (2009). Estimación de modelos econométricos de la inflación en República Dominicana y evaluación de los pronósticos en varios escenarios alternativos. (BCRD, Ed.) *Oeconomia*, 45-61.
- Novales, A. (2014). *Modelos Factoriales*. Departamento de Economía Cuantitativa. Madrid: Universidad Complutense.
- OBSAN-R. (2012). *Volatilidad de los precios de los alimentos y seguridad alimentaria en la Región centroamericana y RD*. Unión Europea.
- Pellerano, J. (2009). Incertidumbre Inflacionaria y Asimetrías de los Shocks de Inflación: El Caso de República Dominicana (I). (BCRD, Ed.) *Oeconomia*, 39-43.
- Peña, P., & Rosario, P. (2018). Adopción de Esquemas de Metas de Inflación y el Traspaso de Tipo de Cambio: Evidencia para República Dominicana. (INTEC, Ed.) *Ciencia, Economía y Negocios*, 45-70.
- Qiu, D. (2015). Package 'aTSA' Alternative Time Series Analysis. CRAN.
- Ramírez, F. (2011). Precios del Petróleo e Inflación en la República Dominicana: Análisis Empírico para el periodo 2000 – 2010. *Oeconomia*, V(1), 21-33.
- Ramírez, N. (2021). Análisis condicionado de la precisión del pronóstico de inflación de corto plazo. (B. C. Dominicana, Ed.) *Oeconomia*, XV, 4-12.
- Rosas, E. (2019). *Inflation and inflation uncertainty in selected Latin American countries*. Autonomous University of the State of Mexico (UAEM), Mexico.
- Tejeda, D. (2013). *Análisis de la inflación y la conducción de la política monetaria en la República Dominicana*. Santiago de Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Vargas, J., & Ramírez, N. (2019). *Incetidumbre Fiscal y Volatilidad Macroeconómica en la Economía Dominicana*. Banco Central de la República Dominicana. Santo Domingo: Nueva Literatura Económica.
- Wuertz, D. (2020). *Rmetrics - Autoregressive Conditional Heteroskedastic Modelling*. CRAN. Retrieved 1 30, 2021, from <https://www.rmetrics.org>
- Zeileis, A., Leisch, F., Hornik, K., & Kleiber, C. (2010). strucchange: An R Package for Testing for Structural Change in Linear Regression Models. CRAN.

Anexos

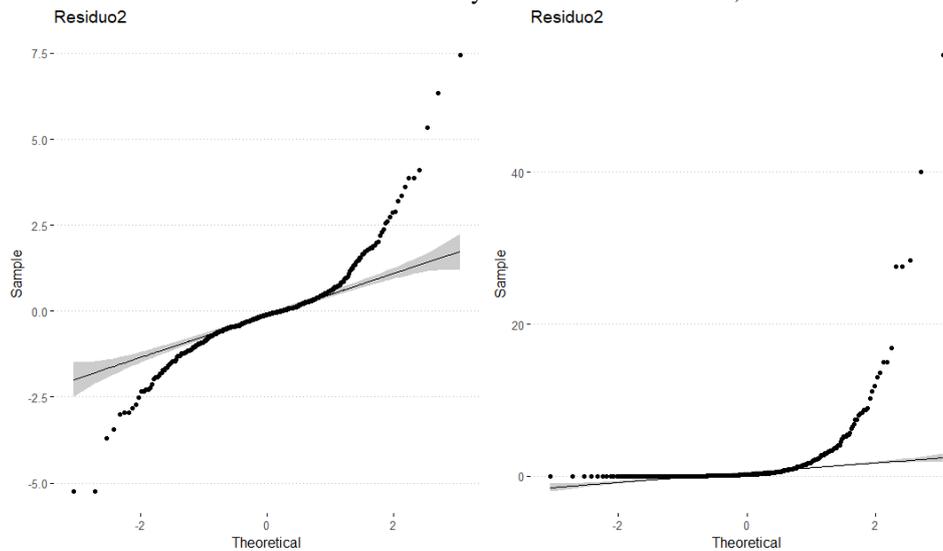
Anexo 1. Ajuste de la estimación SARIMA de la inflación mensual y correlogramas sobre residuos, 1984-2020



Nota: Estimación ARIMA(3,1,1)(1,0,0)[12] identificada a partir de algoritmo de búsqueda automática de R (Hyndman, et al., 2020), a partir de máxima verosimilitud, minimizando el criterio AIC. P-Valor del test ARCH es 0.0000 (la hipótesis nula es que el los residuos al cuadrado son una secuencia de ruido blanco, es decir, los residuos son homocedásticos (Qiu, 2015)).

Fuente: elaboración propia.

Anexo 2. Distribución del residuo y el cuadrado del mismo, 1984-2020



Fuente: elaboración propia.

Anexo 3. Test ARCH sobre los residuos, 1982-2020

Orden	PQ	P-Valor	LM	P-Valor
4	56.4	0.000	456.26	0.000
8	87.2	0.000	197.71	0.000
12	95.3	0.000	112.10	0.000
16	96.2	0.000	74.31	0.000
20	97.6	0.000	53.58	0.000
24	98.3	0.000	43.19	0.007

Nota: el test se realiza sobre el cuadrado de los residuos identificados a partir del modelo ARIMA (2,1,1)(1,0,0).

Fuente: elaboración propia.

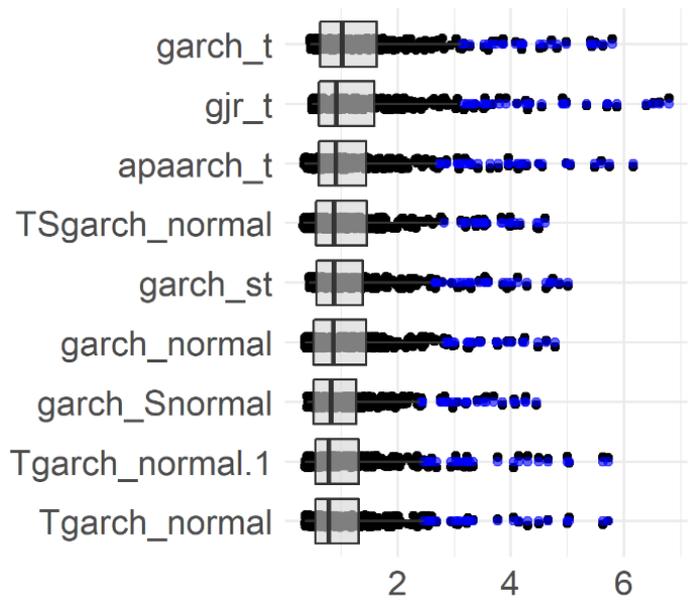
Anexo 4. Estimación GARCH y extensiones, 1982-2020

	data_arima						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
mu	0.29*** (0.07)	0.12	0.07*** (0.01)	0.07 (0.09)	0.09	0.07*** (0.01)	0.08 (0.16)
ar1	-0.38*** (0.05)	1.00	1.00*** (0.03)	1.00* (0.56)	1.00	1.00*** (0.03)	1.00 (0.82)
ar2	0.65*** (0.05)	-0.29	-0.25*** (0.03)	-0.30 (0.28)	-0.30	-0.28*** (0.02)	-0.31 (0.41)
ar3	0.08 (0.05)	0.09* (0.05)	0.04** (0.02)	0.11* (0.06)	0.11*** (0.04)	0.10*** (0.02)	0.12** (0.06)
ma1	1.00*** (0.002)	-0.43	-0.48*** (0.03)	-0.48 (0.57)	-0.49	-0.51*** (0.03)	-0.48 (0.84)
omega	0.02** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03** (0.01)	0.04 (0.03)	0.04** (0.02)	0.07*** (0.03)	0.06* (0.04)
alpha1	0.30*** (0.07)	0.25*** (0.06)	0.27*** (0.05)	0.39** (0.20)	0.30*** (0.11)	0.17*** (0.04)	0.14 (0.10)
gamma1						-1.00*** (0.01)	-1.00* (0.55)
beta1	0.74*** (0.04)	0.73*** (0.05)	0.79*** (0.04)	0.74*** (0.08)	0.73*** (0.07)	0.82*** (0.04)	0.74*** (0.08)
skew		1.49*** (0.09)			1.20*** (0.07)		
delta						0.78*** (0.21)	
shape				2.75*** (0.43)	3.24*** (0.55)	3.00*** (0.49)	2.77*** (0.43)
Observations	444	444	444	444	444	444	444
Log Likelihood	585.31	569.78	589.90	539.93	536.66	529.12	533.09
Akaike Inf. Crit.	2.67	2.61	2.69	2.47	2.46	2.43	2.45
Bayesian Inf. Crit.	2.75	2.69	2.77	2.56	2.55	2.53	2.54

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

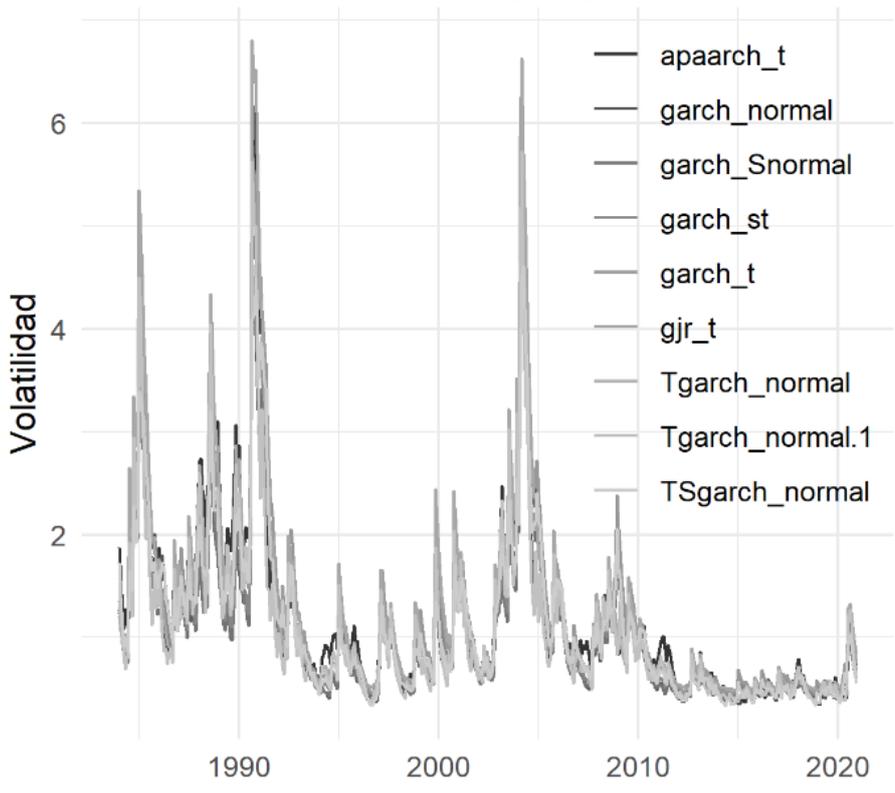
Fuente: elaboración propia.

Anexo 5. Box-plot de las series de volatilidad condicionada según especificación, 1984-2020



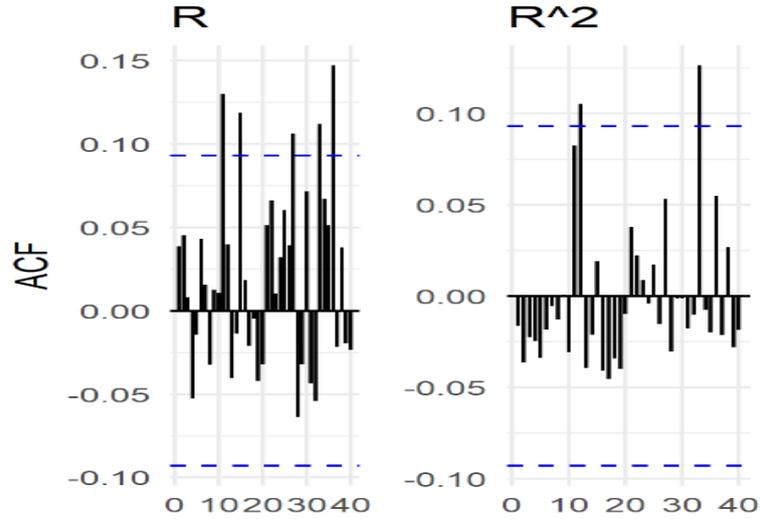
Fuente: elaboración propia.

Anexo 6. Series de volatilidad condicionada según especificación GARCH, 1984-2020



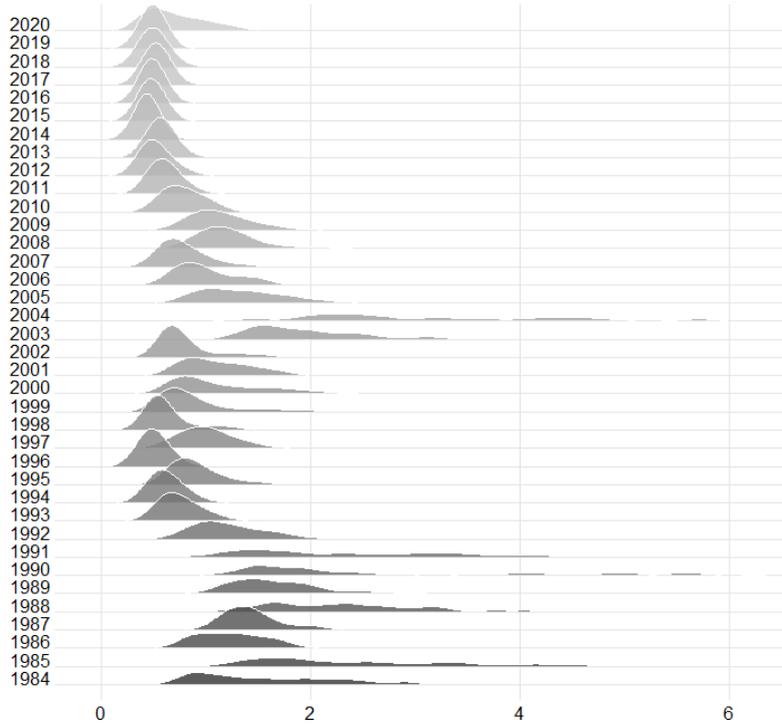
Fuente: elaboración propia.

Anexo 7. Correlogramas simple de la estimación GARCH asimétrica identificada, 1984-2020



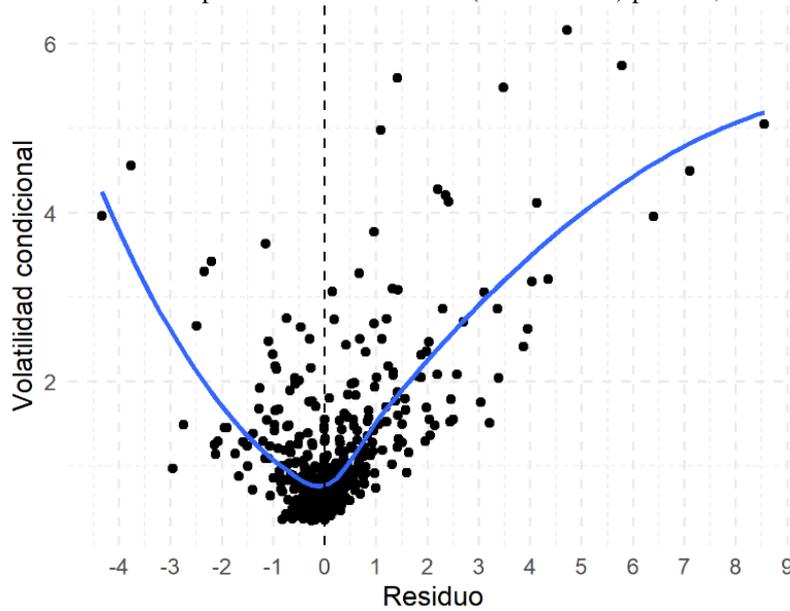
Fuente: elaboración propia.

Anexo 8. Densidad de la serie histórica de volatilidad condicional (AP-GARCH) por año, 1984-2020



Fuente: elaboración propia.

Anexo 9. Curva de impacto de nuevas noticias (AP-GARCH) por año, 1984-2020



Fuente: elaboración propia.

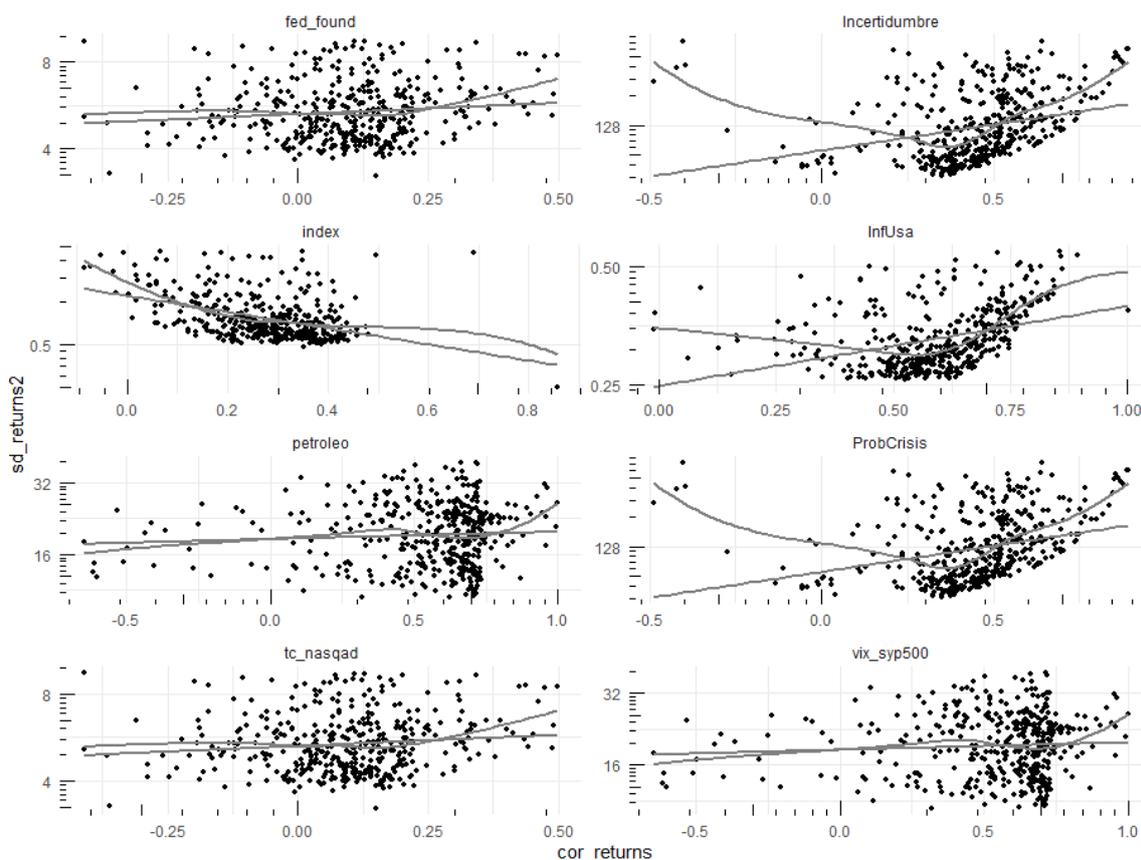
Anexo 10. Test de causalidad de Granger sobre series de inflación, 1984-2020

Hipótesis de causalidad	p-valor
Vol. del petróleo -> Vol. Inflación local	0.5222
Vol. Índice prod. Ind. USA -> Vol. Inflación local	0.6750
Vol. Inflación USA -> Vol. Inflación local	0.5189
Vol. NASQAD -> Vol. Inflación local	0.7745
Vol. Fed funds -> Vol. Inflación local	0.2926
VIX -> Vol. Inflación local	0.5495
Vol. Inflación local -> tipo de cambio venta	0.0000
Vol. Inflación local -> tipo de cambio compra	0.0000
Vol. Inflación local -> TIA 90 días	0.7492
Vol. Inflación local -> TIA 5 años	0.0010
Vol. Inflación local -> IMAE	0.0653
Vol. Inflación local -> Expectativas inf. 12 meses	0.0006
Vol. Inflación local -> préstamo sector privado	0.0001
Vol. Inflación local -> consumo tarjeta de crédito	0.2682
Vol. Inflación local -> salarios	0.7474

Nota: hipótesis nula de no causalidad. Los rangos temporales pueden cambiar según la disponibilidad de datos.

Fuente: elaboración propia.

Anexo 11. DCC-GARCH. Relación entre incertidumbre externa y correlación con la serie local, 1984-2020



Nota: Para lograr mayor representatividad de los datos se utiliza el test de Tukey para saltar los datos atípicos.
Fuente: elaboración propia con datos del BCRD.

Anexo 12. Coeficientes de variación por año, según países, 2011-2021

Países	Coeficiente de variación							Cambio (%) 2021/2019	Cambio (%) 2021/hist.
	2011-2019	2016	2017	2018	2019	2020	2021		
Bolivia	1.77	0.51	18.02	2.88	3.37	1.98	1.69	-49.7%	-4.2%
Brasil	1.88	0.46	0.38	0.44	0.36	4.64	0.61	69.4%	-67.6%
Chile	1.97	0.23	0.40	0.67	0.87	0.82	0.52	-39.7%	-73.5%
Colombia	0.88	0.38	0.43	0.40	0.15	0.48	0.19	29.4%	-78.7%
Costa Rica	1.21	16.27	2.47	1.78	2.19	16.71	3.95	80.9%	225.3%
Ecuador	0.91	0.44	0.71	2.18	6.80	1.53	0.37	-94.6%	-59.5%
El Salvador	2.45	1.22	0.90	2.84	0.95	1.34	0.38	-60.0%	-84.5%
Guatemala	1.16	0.96	0.38	3.44	1.21	3.93	0.37	-69.7%	-68.3%
Haití	1.21	0.14	0.11	0.04	0.34	0.10	0.09	-74.7%	-92.8%
Honduras	0.58	0.40	0.50	0.49	0.75	0.30	0.33	-56.3%	-43.5%
México	1.32	2.11	0.89	1.72	1.46	17.06	0.37	-74.7%	-72.1%
Nicaragua	0.94	1.19	0.62	0.33	1.28	27.20	0.77	-39.6%	-17.8%
Panamá	1.34	0.77	1.65	0.41	2.33	1.31	0.53	-77.1%	-60.2%
Paraguay	1.62	2.52	0.75	1.38	1.06	3.81	1.68	58.1%	3.9%
Peru	0.92	0.87	1.63	1.45	1.08	1.16	1.09	1.1%	18.5%
Republica Dominicana	2.39	1.59	1.27	0.99	1.05	1.75	0.25	-75.7%	-89.3%
Uruguay	0.71	0.61	1.09	1.22	0.77	0.45	0.51	-33.4%	-28.0%

Fuente: elaboración propia con datos del BCRD.