ISSN-e: 2737-6419 Revista Athenea
Período: octubre-diciembre de 2026 Vol.7, Número 26, (pp. 50–59)

Artículo de investigación https://doi.org/10.47460/athenea.v7i26.157

Modelización no estacionaria de precipitaciones extremas mediante teoría de valores extremos y datos meteorológicos

María de Lourdes Palacios*
https://orcid.org/0000-0002-6149-2948
mapalacios@espoch.edu.ec
Escuela Superior Politécnica de Chimborazo
Riobamba, Ecuador

Martha Ximena Dávalos Villegas
https://orcid.org/0000-0001-7865-6307
martha.davalos@espoch.edu.ec
Escuela Superior Politécnica de Chimborazo
Riobamba, Ecuador

Guido Mazón-Fierro
https://orcid.org/0000-0001-8745-2373
gmazon@espoch.edu.ec
Escuela Superior Politécnica de Chimborazo
Riobamba, Ecuador

Rodrigo Toasa
https://orcid.org/0000-0001-8744-0794
rodrigo.toasa@unach.edu.ec
Universidad Nacional de Chimborazo
Riobamba, Ecuador

Autor de correspondencia: mapalacios@espoch.edu.ec

Recibido: (13/07/2026), Aceptado: (20/10/2026)

Resumen. La estimación de precipitaciones extremas suele asumir estacionariedad, aunque la variabilidad climática puede modificar su distribución temporal. Este estudio evaluó la no estacionariedad de máximos anuales de precipitación diaria en tres regiones climáticas del Ecuador mediante modelos de valores extremos. Se procesaron series horarias de ERA5-Land, se incorporó el Índice Oceánico Niño Relativo como covariable y se compararon formulaciones estacionarias y no estacionarias mediante máxima verosimilitud, criterios de información, pruebas de razón de verosimilitudes y bootstrap paramétrico. Guayaquil mostró dependencia conjunta del tiempo y de la variabilidad asociada a El Niño-Oscilación del Sur; Puyo presentó una señal temporal sensible al producto de precipitación; Quito permaneció compatible con estacionariedad. El control de robustez con CHIRPS mostró que la evidencia de cambio no es espacialmente uniforme y debe interpretarse considerando la incertidumbre de los productos en malla.

Palabras clave: valores extremos, precipitación, no estacionariedad, variabilidad climática.

Non-stationary modeling of extreme precipitation using extreme value theory and meteorological data

Abstract. Extreme precipitation estimation commonly assumes stationarity, although climate variability can modify its temporal distribution. This study assessed nonstationarity in annual maxima of daily precipitation across three climatic regions of Ecuador using extreme-value models. Hourly ERA5-Land series were processed, the Relative Oceanic Niño Index was incorporated as a covariate, and stationary and nonstationary formulations were compared through maximum likelihood, information criteria, likelihood-ratio tests, and parametric bootstrap. Guayaquil showed joint dependence on time and El Niño-Southern Oscillation variability; Puyo exhibited a temporal signal sensitive to the precipitation product; Quito remained compatible with stationarity. A CHIRPS robustness analysis showed that evidence of change is not spatially uniform and should be interpreted together with uncertainty associated with gridded precipitation products.

Keywords: extreme values, precipitation, nonstationarity, climate variability.

CC BY

I. INTRODUCCIÓN

La precipitación extrema constituye una variable crítica para el diseño hidráulico, la gestión del riesgo, la planificación urbana y la evaluación de amenazas hidrometeorológicas. En estas aplicaciones, la teoría de valores extremos permite modelar probabilísticamente observaciones raras y estimar cuantiles asociados a eventos de baja frecuencia. En hidrología, los máximos por bloques y la distribución generalizada de valores extremos constituyen herramientas consolidadas para representar máximos anuales de precipitación y caudal [1], [2].

La formulación clásica supone que los parámetros de la distribución permanecen invariantes en el tiempo. Sin embargo, la variabilidad climática, los cambios en la circulación atmosférica y otros procesos pueden introducir tendencias o dependencias con covariables que contradigan ese supuesto. La discusión sobre la pérdida de estacionariedad en series hidrológicas ha impulsado modelos cuyos parámetros dependen del tiempo o de forzantes climáticos [3], [4]. A la vez, se ha advertido que la complejidad adicional puede amplificar la incertidumbre si la estructura no estacionaria se selecciona únicamente por mejor ajuste, sin evidencia física o comparaciones de parsimonia [5].

En Ecuador, la evaluación de extremos de precipitación enfrenta además una marcada heterogeneidad regional. La influencia del océano Pacífico es especialmente relevante en la Costa, mientras que la orografía andina y el transporte de humedad amazónica generan regímenes distintos en la Sierra y Amazonía. Estudios recientes han mostrado que los eventos extremos de El Niño modifican fuertemente las anomalías de precipitación en zonas costeras y que la señal se atenúa o cambia con la elevación y la distancia al litoral [6]. En los Andes ecuatorianos, la alta variabilidad espacio-temporal y el efecto de la topografía dificultan generalizar el comportamiento de los eventos intensos [7]. Más recientemente, se ha documentado una evolución multidecadal de la relación entre ENSO y la precipitación del Ecuador, con cambios en los patrones asociados a los sectores oriental y central del Pacífico [8].

Los antecedentes disponibles para Ecuador caracterizan anomalías de precipitación durante eventos El Niño, patrones espacio-temporales de extremos andinos y cambios multidecadales en la relación ENSO-precipitación Paliz [6], [7], [8]. Sin embargo, no resuelven explícitamente si abandonar la estacionariedad mejora la representación GEV de máximos diarios ni cuánto modifica los niveles de retorno de forma consistente entre regiones climáticamente contrastantes. Además, detectar una tendencia en una serie de máximos no implica por sí solo que un modelo probabilístico no estacionario sea preferible. Por ello, resulta necesario comparar formalmente estructuras estacionarias y no estacionarias, cuantificar su incertidumbre y evaluar la sensibilidad de las conclusiones al producto de precipitación empleado.

El objetivo de este estudio fue evaluar la no estacionariedad de las precipitaciones extremas mediante modelos de valores extremos que incorporan variación temporal y climática, comparando su desempeño con una formulación estacionaria y cuantificando sus efectos sobre niveles de retorno en Guayaquil, Quito y Puyo. La contribución no consiste en proponer una nueva distribución, sino en evaluar de manera homogénea y parsimoniosa el supuesto de estacionariedad mediante una serie larga de reanálisis, una covariable ENSO actualizada, selección multimodelo, bootstrap paramétrico y un control explícito de robustez con CHIRPS.

El artículo se organiza de la siguiente manera. La Sección II resume la formulación de valores extremos, la no estacionariedad y los criterios de selección. La Sección III describe los datos, el preprocesamiento y el procedimiento estadístico. La Sección IV presenta y discute los resultados para las tres localidades, incluidos los niveles de retorno y el control de robustez. Finalmente, se exponen las conclusiones y las implicaciones del análisis.

II. FUNDAMENTOS TEÓRICOS

A. Teoría de valores extremos y no estacionariedad

Para una serie de máximos anuales, la distribución generalizada de valores extremos (GEV) integra en una única familia los tres dominios límite clásicos. Su función de distribución acumulada puede expresarse en términos de los parámetros de localización μ, escala $\sigma > 0$ y forma ξ [2]:

$$G(z) = \exp\left\{-\left[1+\xi\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right]^{-1/\xi}\right\} \tag{1}$$

La condición de soporte exige $1+\xi(z-\mu)/\sigma > 0$. En el caso estacionario, los tres parámetros permanecen constantes. En una formulación no estacionaria, al menos uno puede vincularse a covariables. Para evitar sobreparametrización en series de longitud moderada, se mantuvieron constantes σ y ξ y se permitió variación únicamente en μ, siguiendo una estructura lineal general:

$$\mu_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 R_t \tag{2}$$

donde T_t representa el tiempo estandarizado y R_t el índice climático estandarizado. Esta formulación contiene como casos particulares M0 ($\beta_1 = \beta_2 = 0$), M1 ($\beta_2 = 0$), M2 ($\beta_1 = 0$) y M3 (β_1 y β_2 libres). El enfoque con covariables es consistente con la extensión de la teoría de extremos a problemas hidrológicos no estacionarios [1], [4], pero requiere controlar la complejidad y la incertidumbre del modelo [5].

B. Selección, incertidumbre y niveles de retorno

Los modelos se compararon mediante el criterio de información de Akaike corregido para muestras finitas (AICc), complementado con el criterio bayesiano de información (BIC) y pruebas de razón de verosimilitudes para estructuras anidadas. El AICc penaliza la complejidad adicional con mayor intensidad cuando el tamaño de muestra es limitado [9] y ha mostrado utilidad en la selección de modelos GEV estacionarios y no estacionarios de precipitación extrema [10]:

$$\mathrm{AICc} = 2k - 2\ell + \frac{2k(k+1)}{n-k-1} \tag{3}$$

La selección no se basó de manera automática en el menor AICc. Se consideraron también $\Delta\mathrm{AICc}$, BIC, significancia de modelos anidados, coherencia de los coeficientes y parsimonia. La incertidumbre de parámetros y cuantiles se estimó mediante bootstrap paramétrico, una estrategia adecuada cuando se requiere propagar la incertidumbre del ajuste hacia cantidades derivadas [11].

Para una probabilidad anual de excedencia $1/T$, el nivel de retorno estacionario asociado al periodo T se obtiene como:

$$z_T = \mu + \frac{\sigma}{\xi}\left\{\left[-\ln\left(1-\frac{1}{T}\right)\right]^{-\xi} - 1\right\} \tag{4}$$

Cuando μ varía con el tiempo o con una covariable, z_T deja de ser un cuantil fijo y debe interpretarse condicionado al estado de las covariables. En consecuencia, los niveles calculados para los modelos no estacionarios se reportaron para años y valores específicos de RONI, evitando asumir que un único periodo de retorno resume un proceso cambiante [12].

III. METODOLOGÍA

A. Datos y preprocesamiento

Se seleccionaron tres localidades representativas de regímenes contrastantes del Ecuador continental: Guayaquil en la Costa, Quito en los Andes y Puyo en la Amazonía. La selección respondió a tres criterios: representar los principales dominios climáticos del Ecuador continental, incorporar regímenes de precipitación controlados por mecanismos atmosféricos contrastantes y mantener un número reducido de localidades que permitiera aplicar un procedimiento homogéneo sobre series largas. Guayaquil representa la influencia costera del Pacífico y de ENSO, Quito un régimen andino condicionado por la altitud y Puyo un ambiente húmedo amazónico. La Fig. 1 muestra su distribución espacial, mientras que la Tabla 1 resume las características de las series empleadas.

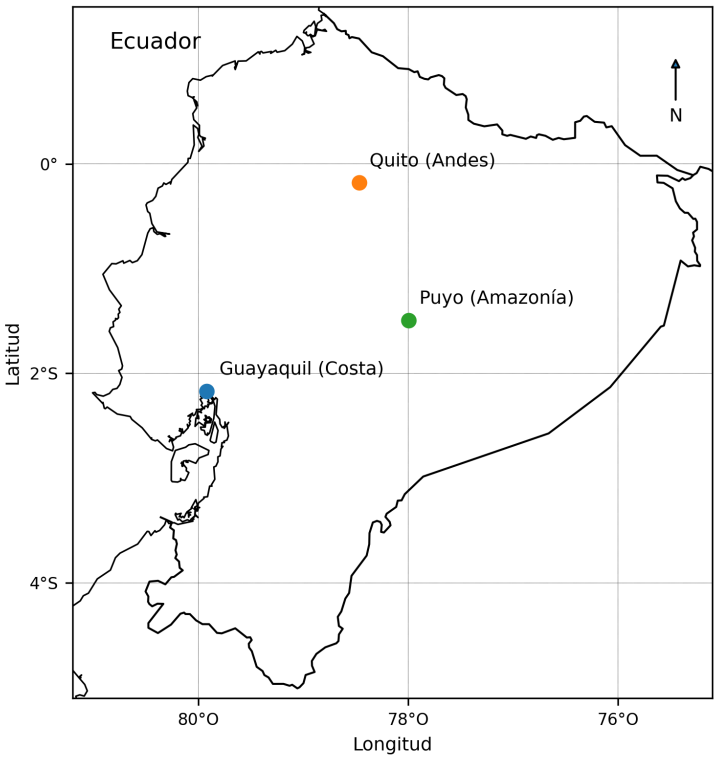


Fig. 1. Localización de las áreas de estudio en las regiones Costa, Andes y Amazonía del Ecuador.

La Tabla 1 sintetiza la ubicación, el régimen climático representado, la fuente de información, el periodo analizado y las características de resolución y cobertura de las series utilizadas. Las tres localidades fueron procesadas con el mismo producto, periodo temporal y procedimiento de extracción, lo que mantiene la comparabilidad del análisis.

Tabla 1. Localidades de estudio y características de las series de precipitación.

Localidad	**Región**	**Coordenadas**	**Fuente y periodo**	**Resolución y cobertura**
Guayaquil	Costa	2,1710° S; 79,9224° O	ERA5-Land, 1951–2025	0,1°; horaria; 27 394 días; 75 máximos
Quito	Andes	0,1807° S; 78,4678° O	ERA5-Land, 1951–2025	0,1°; horaria; 27 394 días; 75 máximos
Puyo	Amazonía	1,4924° S; 77,9960° O	ERA5-Land, 1951–2025	0,1°; horaria; 27 394 días; 75 máximos

La precipitación horaria se obtuvo de ERA5-Land mediante la colección ECMWF/ERA5_LAND/HOURLY y la banda total_precipitation_hourly, con resolución de $0{,}1^\circ$ y disponibilidad horaria desde 1950 [13]. La extracción se ejecutó en Google Earth Engine [14]. Para cada localidad se utilizó el píxel correspondiente a las coordenadas de referencia. Los acumulados diarios se construyeron en hora local del Ecuador continental (UTC-5), integrando desde las 05:00 UTC hasta las 04:59 UTC del día siguiente, con el fin de evitar la fragmentación de eventos nocturnos entre dos días UTC. Los valores se transformaron a milímetros; tres valores negativos de magnitud inferior a 10^{-5} mm se trataron como cero por corresponder a artefactos numéricos. La continuidad se verificó mediante el conteo de fechas únicas por año, considerando 365 o 366 días según correspondiera, y mediante la búsqueda de registros nulos y duplicados. No se identificaron días faltantes en las tres localidades; por tanto, se extrajo el máximo diario de cada año calendario, obteniéndose 75 observaciones por localidad.

Como covariable climática se utilizó el Índice Oceánico Niño Relativo (RONI) del Climate Prediction Center de NOAA, disponible desde 1950. RONI es una media móvil trimestral del índice relativo Niño 3.4 y fue adoptado por el CPC en 2026 para el seguimiento operativo de ENSO [15]. A cada máximo anual se asignó el trimestre móvil aproximadamente centrado en el mes del evento (enero=DJF, febrero=JFM, . . . , diciembre=NDJ); luego, tiempo y RONI se estandarizaron por localidad para mejorar la estabilidad numérica del ajuste. La asignación según el mes de ocurrencia permitió asociar cada máximo con el estado ENSO dominante alrededor del evento, evitando imponer un trimestre fijo a localidades con distinta estacionalidad pluviométrica.

B. Análisis estadístico y modelización

La exploración temporal se realizó con la prueba no paramétrica de Mann-Kendall [16] y la pendiente de Sen [17]. Posteriormente se ajustaron por máxima verosimilitud cuatro modelos GEV: M0 estacionario; M1 con μ dependiente del tiempo; M2 con μ dependiente de RONI; y M3 con μ dependiente simultáneamente de tiempo y RONI. La escala y la forma permanecieron constantes en todas las formulaciones. La comparación consideró log-verosimilitud, AICc, BIC, $\Delta\mathrm{AICc}$, pesos de Akaike y pruebas de razón de verosimilitudes. Los parámetros se estimaron minimizando la log-verosimilitud negativa con la restricción $\sigma > 0$ y soporte GEV válido. Se utilizó el algoritmo L-BFGS-B y, cuando la convergencia requirió comprobación adicional, se contrastó la solución mediante Powell; se retuvo la solución finita con mejor verosimilitud que cumpliera las restricciones del modelo. La incertidumbre se evaluó mediante 2 000 réplicas de bootstrap paramétrico por modelo seleccionado: en cada réplica se simuló una nueva muestra desde la GEV ajustada y se reajustó la misma estructura. Los intervalos del 95 % correspondieron a los percentiles 2,5 y 97,5 de las distribuciones bootstrap. Los cálculos se realizaron en Python 3.13 con SciPy 1.17 y pandas 2.2, utilizando una semilla reproducible de 20261021.

C. Control de robustez con CHIRPS

Se añadió un análisis de sensibilidad con CHIRPS versión 3 [18] durante el periodo común 1998–2025. El intervalo 1998–2025 corresponde al periodo común con información disponible en ERA5-Land y en ambas variantes diarias de CHIRPS utilizadas; 1998 es el primer año disponible de DAILY_SAT y 2025 el último año completo considerado. Se compararon las colecciones UCSB-CHC/CHIRPS/V3/DAILY_RNL y UCSB-CHC/CHIRPS/V3/DAILY_SAT. DAILY_RNL usa ERA5 y DAILY_SAT usa IMERG para distribuir temporalmente los mismos totales pentadales; por construcción, ninguna constituye una validación diaria independiente y la documentación oficial recomienda contrastar ambas cuando se analizan extremos diarios. CHIRPS conserva una convención de día UTC y no se desplazó a hora local, por lo que la comparación se interpretó como sensibilidad de los máximos anuales y no como correspondencia evento a evento. Se calcularon correlaciones de Pearson y Spearman, sesgo, error absoluto medio, raíz del error cuadrático medio, razón entre medias, concordancia de Willmott y pendientes de Sen.

IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

A. Comportamiento temporal de los máximos anuales

Los máximos anuales de precipitación diaria presentaron diferencias marcadas entre localidades. Guayaquil registró una media de 71,95 mm y el mayor máximo absoluto de la muestra, 206,81 mm. Puyo presentó una media de 68,49 mm y un máximo de 159,95 mm, mientras Quito mostró menor dispersión, con media de 45,15 mm y máximo de 76,52 mm. La Fig. 2 presenta el caso de Puyo, donde la señal temporal fue más clara; los resultados correspondientes a Guayaquil y Quito se reportan cuantitativamente en el párrafo siguiente.

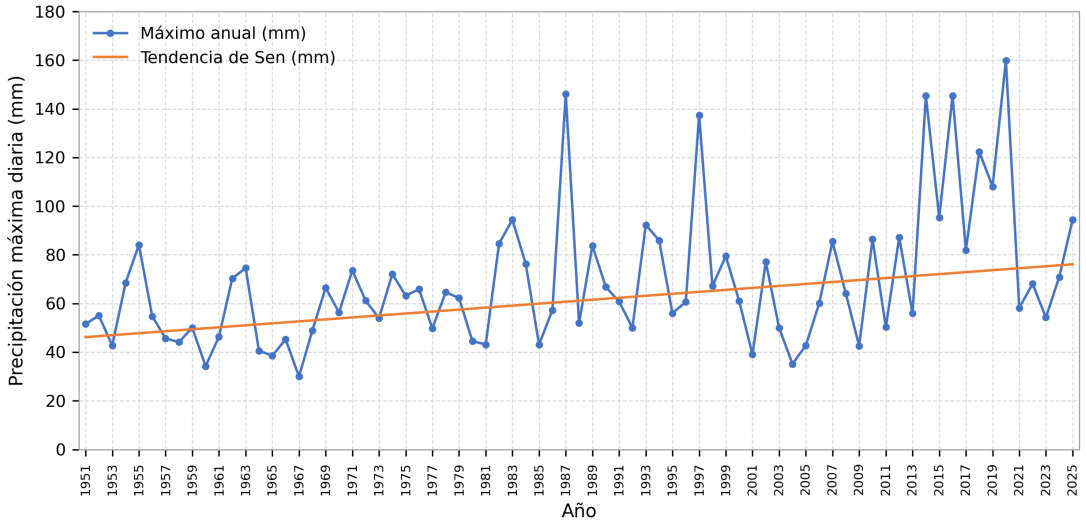


Fig. 2. Evolución temporal de los máximos anuales de precipitación diaria y tendencia robusta de Sen en Puyo.

La prueba de Mann-Kendall mostró una señal positiva fuerte en Puyo ($\tau = 0{,}281$; $p < 0{,}001$), con una pendiente de Sen de 0,405 mm/año e intervalo de confianza positivo. En Guayaquil la pendiente fue también positiva, 0,291 mm/año, pero la evidencia quedó próxima al umbral convencional ($p = 0{,}057$). Quito no mostró tendencia monotónica ($p = 0{,}869$). Estas diferencias confirman que la evaluación regional no debe reducirse a una única tendencia nacional y justifican la comparación posterior entre estructuras probabilísticas.

B. Selección y parámetros de los modelos GEV

La Tabla 2 resume los AICc de M0-M3 y los BIC relevantes para la decisión final. En Guayaquil, M3 presentó una ventaja amplia respecto de los demás modelos. En Puyo, M1 obtuvo el menor AICc y M3 quedó dentro de dos unidades, pero la incorporación de RONI no produjo una mejora significativa adicional. En Quito, M2 alcanzó el AICc mínimo; sin embargo, M0 quedó dentro de $\Delta\text{AICc} = 1{,}73$ y presentó un BIC menor que M2 (559,255 frente a 559,604). Dado que $\Delta\text{AICc} = 1{,}73 < 2$, M0 y M2 presentan soporte comparable según AICc. En ausencia de una mejora concluyente del modelo completo y al presentar M0 un BIC ligeramente menor, se priorizó la especificación con menos parámetros para evitar interpretar como no estacionariedad una ganancia marginal de ajuste. Por parsimonia se retuvo M0 como formulación principal y M2 se mantuvo únicamente como análisis de sensibilidad.

Tabla 2. Comparación de modelos GEV estacionarios y no estacionarios mediante AICc y BIC.

Ciudad	**AICc M0**	**AICc M1**	**AICc M2**	**AICc M3**	**BIC M0 / candidato AICc mínimo**	**Modelo retenido**
Guayaquil	723,715	717,660	713,806	702,727	730,330 / 713,444 (M3)	M3
Puyo	685,497	680,954	686,224	682,866	692,111 / 689,652 (M1)	M1
Quito	552,640	554,577	550,906	552,498	559,255 / 559,604 (M2)	M0

Las pruebas de razón de verosimilitudes respaldaron M3 frente a M0 en Guayaquil ($\text{LR} = 25{,}52$; $p < 0{,}001$) y M1 frente a M0 en Puyo ($\text{LR} = 6{,}78$; $p = 0{,}009$). En Quito, M2 frente a M0 alcanzó una significancia marginal ($p = 0{,}046$), pero el modelo completo M3 no mejoró de forma concluyente a M0 y la penalización del BIC favoreció la solución estacionaria. Esta decisión conservadora es coherente con la recomendación de no introducir no estacionariedad cuando la ganancia depende de una estructura poco robusta [5].

Los parámetros e intervalos bootstrap de los modelos retenidos se presentan en la Tabla 3. En Guayaquil, los coeficientes de tiempo y RONI fueron positivos y sus intervalos del 95 % excluyeron

cero. En Puyo, el coeficiente temporal también fue positivo con intervalo completamente mayor que cero. Como tiempo y RONI se estandarizaron, estos coeficientes representan cambios asociados a una desviación estándar de la covariable y no cambios por año o por una unidad RONI. Para Quito, al retener M0, la localización se mantuvo constante. Los diagnósticos bootstrap de Kolmogorov-Smirnov, Cramér-von Mises y Anderson-Darling presentaron valores p superiores a 0,38 en los tres casos, sin evidencia de falta de ajuste.

Tabla 3. Parámetros estimados de los modelos GEV seleccionados e intervalos de confianza bootstrap del 95 %.

Ciudad	**Modelo**	β_0	β_{tiempo}	β_{RONI}	σ	ξ
Guayaquil	M3	58,48 [53,79; 63,89]	8,58 [4,51; 12,91]	12,30 [8,01; 17,06]	19,64 [15,15; 22,93]	0,10 [−0,09; 0,32]
Puyo	M1	56,19 [52,07; 60,83]	5,08 [1,42; 8,80]	—	16,87 [13,13; 20,07]	0,14 [−0,05; 0,33]
Quito	M0	40,90 [39,11; 42,95]	—	—	8,15 [6,85; 9,47]	−0,06 [−0,21; 0,10]

La Fig. 3 muestra la evolución de μ en Guayaquil, donde el modelo M3 combina el desplazamiento temporal con las oscilaciones asociadas a RONI. Puyo presentó una evolución aproximadamente lineal bajo M1, mientras que Quito mantuvo una localización constante bajo M0, comportamientos ya cuantificados en la Tabla 3.

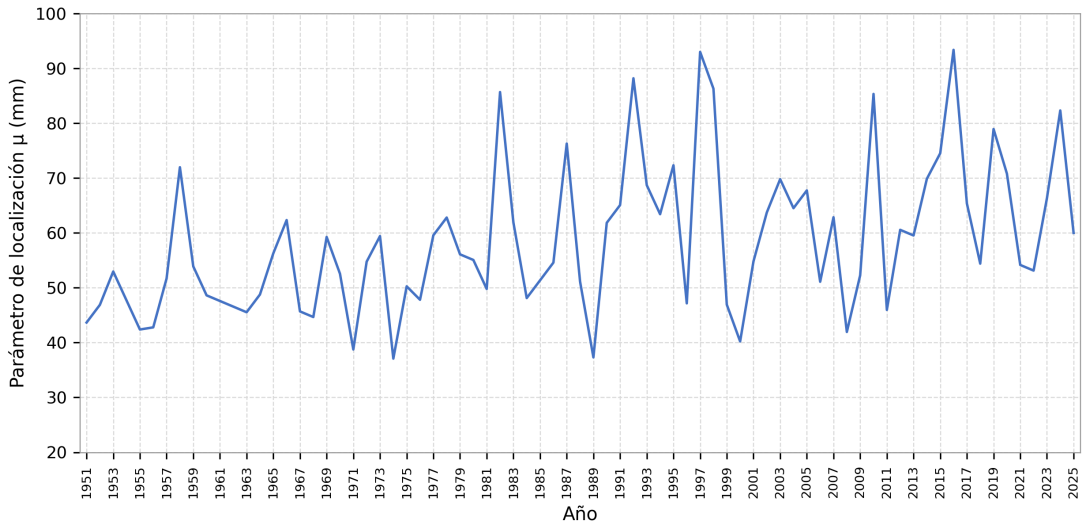


Fig. 3. Evolución del parámetro de localización del modelo GEV no estacionario seleccionado para Guayaquil.

C. Niveles de retorno y control de robustez

La Tabla 4 presenta los niveles de retorno condicionados. En Guayaquil, manteniendo RONI = 0, el cuantil de 50 años aumentó de 135,9 mm en 1951 a 165,0 mm en 2025, equivalente a una diferencia aproximada del 21 %. Para 2025, el mismo cuantil varió entre 150,8 mm con RONI = −1 y 179,2 mm con RONI = +1. En Puyo, el nivel de 50 años aumentó de 134,4 a 151,6 mm entre 1951 y 2025. Quito, bajo M0, mantuvo niveles estacionarios de 58,0; 63,0 y 69,2 mm para 10, 20 y 50 años, respectivamente.

Tabla 4. Niveles de retorno estimados bajo los escenarios seleccionados e intervalos de confianza del 95 %.

Ciudad	Escenario	10 años (mm)	20 años (mm)	50 años (mm)
Guayaquil	1951; RONI = 0	91,8 [76,3; 107,8]	110,1 [89,5; 135,5]	135,9 [104,9; 184,0]
Guayaquil	2025; RONI = −1	106,7 [90,7; 123,7]	125,0 [103,8; 151,6]	150,8 [118,7; 200,7]
Guayaquil	2025; RONI = 0	120,9 [105,6; 137,2]	139,2 [118,5; 165,3]	165,0 [133,4; 214,6]
Guayaquil	2025; RONI = +1	135,1 [118,8; 152,3]	153,4 [131,8; 179,3]	179,2 [146,8; 227,6]
Puyo	1951	92,0 [78,4; 107,4]	109,3 [90,4; 133,6]	134,4 [104,3; 178,0]
Puyo	1988	100,6 [88,6; 114,9]	117,9 [99,7; 141,4]	143,0 [113,0; 185,6]
Puyo	2025	109,2 [95,5; 124,4]	126,5 [107,1; 150,5]	151,6 [120,4; 196,1]
Quito	Estacionario	58,0 [55,4; 62,1]	63,0 [59,6; 68,9]	69,2 [64,0; 78,7]

La Fig. 4 concentra la comparación gráfica en Guayaquil, donde la influencia conjunta del tiempo y RONI produjo las diferencias más claras entre niveles de retorno. Los resultados completos de Puyo y Quito se conservan en la Tabla 4. En Guayaquil, el desplazamiento asociado a RONI es comparable en magnitud al cambio temporal acumulado, lo que concuerda con la fuerte modulación de la precipitación costera por ENSO descrita para Ecuador [6], [8]. Los intervalos aumentaron en amplitud conforme se extendió el periodo de retorno, reflejando la mayor extrapolación hacia la cola de la distribución y la incertidumbre de los parámetros GEV. En aplicaciones hidrológicas, los cuantiles de 50 años deben interpretarse, por tanto, junto con sus intervalos de confianza y no como umbrales deterministas de diseño.

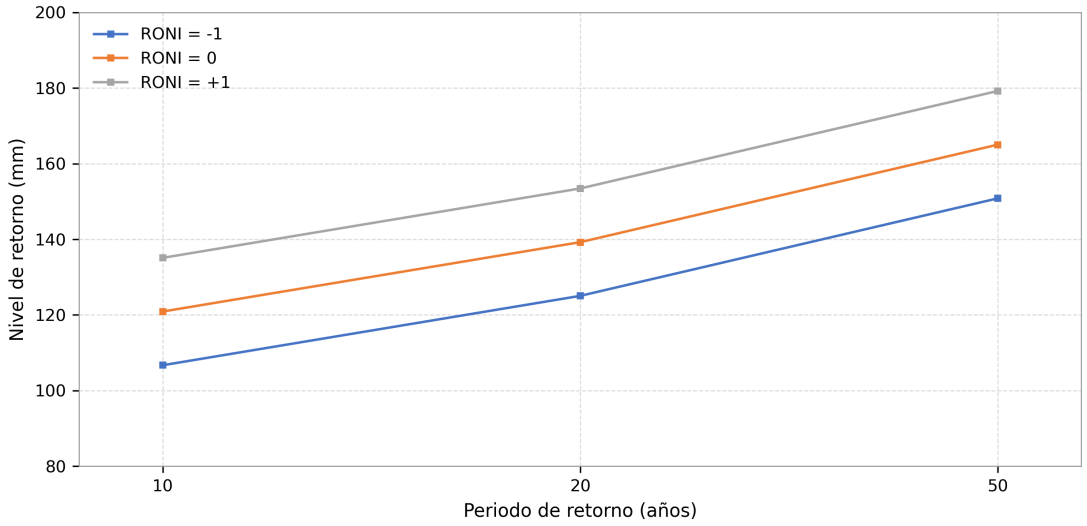


Fig. 4. Niveles de retorno estimados para Guayaquil en 2025 bajo RONI = −1, 0 y +1. Los intervalos de confianza del 95 % se presentan en la Tabla 4.

El control de robustez con CHIRPS introdujo un matiz relevante. En Guayaquil, ERA5-Land se correlacionó significativamente con DAILY_RNL ($r = 0{,}496$; $p = 0{,}007$) y DAILY_SAT ($r = 0{,}509$; $p = 0{,}006$); las tres series mostraron pendientes positivas en 1998–2025, aunque no significativas en ese intervalo reducido. Por tanto, la dirección general del resultado costero es razonablemente consistente

entre productos, aun cuando CHIRPS estimó máximos medios superiores.

En Puyo, en cambio, ERA5-Land no mostró correlación con DAILY_RNL ni DAILY_SAT y CHIRPS produjo máximos considerablemente mayores. La tendencia de ERA5-Land fue significativa en 1998–2025, pero no fue confirmada por ninguna variante CHIRPS. En consecuencia, la selección M1 describe de manera válida la serie ERA5-Land de 1951–2025, pero su interpretación climática debe considerarse dependiente del producto. La discrepancia es consistente con diferencias en la construcción de los productos y en la asignación temporal de la precipitación diaria. ERA5-Land deriva la serie de un reanálisis horario, mientras que las variantes CHIRPS distribuyen los mismos totales pentadales utilizando ERA5 en DAILY_RNL e IMERG en DAILY_SAT. En un entorno amazónico con precipitación convectiva intensa y elevada variabilidad espacial, estas diferencias pueden modificar tanto la magnitud como el día asignado a los máximos. Por ello, la señal observada en Puyo se considera sensible al producto y no una tendencia regional confirmada. La discrepancia impide extrapolar este resultado a una intensificación amazónica general y refuerza la cautela frente a conclusiones no estacionarias basadas en una sola fuente [5], [18].

Quito presentó una situación distinta: DAILY_SAT reprodujo prácticamente la media de los máximos de ERA5-Land, aunque la correspondencia interanual fue débil, y ninguna de las tres series mostró una tendencia significativa robusta en el periodo común. Este resultado respalda la decisión de retener M0. En conjunto, el control de robustez confirma que la no estacionariedad no puede asumirse como una propiedad uniforme del territorio y que el producto y la convención temporal de precipitación constituyen fuentes adicionales de incertidumbre al analizar máximos diarios en malla [18].

D. Alcances y limitaciones

El alcance de los resultados es puntual y probabilístico: cada localidad se representó mediante un píxel de productos en malla y no mediante una red de estaciones, por lo que no se infieren cambios para regiones completas ni se atribuyen causalmente a cambio climático. Además, se permitió no estacionariedad únicamente en el parámetro de localización y el método de máximos anuales reduce la información de eventos subanuales. El contraste CHIRPS tampoco constituye validación independiente a escala diaria, porque sus variantes comparten totales pentadales y difieren en la desagregación temporal. Estas limitaciones se incorporaron en la interpretación, especialmente para Puyo.

CONCLUSIONES

La comparación de modelos GEV mostró que la estructura probabilística de los máximos diarios de precipitación difiere entre las tres localidades analizadas. Guayaquil presentó la evidencia más sólida de no estacionariedad, con un parámetro de localización asociado simultáneamente al tiempo y a RONI. Este resultado indica que la variabilidad interanual vinculada a ENSO y el componente temporal aportan información complementaria para caracterizar los extremos costeros, sin implicar por sí solos una atribución causal a cambio climático.

Puyo presentó una señal temporal estadísticamente consistente dentro de ERA5-Land, pero el control con CHIRPS no la corroboró. Por tanto, el resultado debe interpretarse como dependiente del conjunto de datos y no como evidencia universal de intensificación amazónica. Quito permaneció compatible con estacionariedad cuando se consideraron conjuntamente AICc, BIC, parsimonia y robustez, a pesar de que una formulación con RONI obtuvo una mejora marginal en AICc.

Los niveles de retorno condicionados mostraron que asumir estacionariedad puede modificar de manera sustantiva la estimación de eventos raros cuando existe una covariable climática relevante. Sin embargo, los intervalos bootstrap se ampliaron para retornos largos, por lo que la incertidumbre debe acompañar cualquier uso aplicado. La principal implicación metodológica es que la decisión entre modelos estacionarios y no estacionarios debe combinar evidencia estadística, coherencia física, parsimonia y sensibilidad al producto de precipitación.

Como extensión, resulta conveniente incorporar estaciones pluviométricas de largo registro o productos regionales validados para contrastar los resultados en Puyo y otras zonas amazónicas, así como evaluar estructuras espaciales y formulaciones alternativas para escala y forma. El flujo de análisis conserva la base maestra, los archivos fuente de tablas y figuras y la configuración del remuestreo, lo que facilita su reproducción y adaptación a otras localidades con datos de acceso abierto.

REFERENCIAS

[1] R. W. Katz, M. B. Parlange, and P. Naveau, "Statistics of extremes in hydrology," *Adv. Water Resour.*, vol. 25, no. 8–12, pp. 1287–1304, Aug. 2002, doi: 10.1016/S0309-1708(02)00056-8.

[2] S. Coles, "An introduction to statistical modeling of extreme values," 2001, doi: 10.1007/978-1-4471-3675-0.

[3] P. C. D. Milly *et al.*, "Climate change: Stationarity is dead: Whither water management?" *Science (1979).*, vol. 319, no. 5863, pp. 573–574, Feb. 2008, doi: 10.1126/SCIENCE.1151915.

[4] G. Villarini, J. A. Smith, F. Serinaldi, J. Bales, P. D. Bates, and W. F. Krajewski, "Flood frequency analysis for nonstationary annual peak records in an urban drainage basin," *Adv. Water Resour.*, vol. 32, no. 8, pp. 1255–1266, Aug. 2009, doi: 10.1016/J.ADVWATRES.2009.05.003.

[5] F. Serinaldi and C. G. Kilsby, "Stationarity is undead: Uncertainty dominates the distribution of extremes," *Adv. Water Resour.*, vol. 77, pp. 17–36, Mar. 2015, doi: 10.1016/J.ADVWATRES.2014.12.013.

[6] D. R. Thielen *et al.*, "Effect of extreme El Niño events on the precipitation of Ecuador," *Natural Hazards and Earth System Sciences*, vol. 23, no. 4, pp. 1507–1527, Apr. 2023, doi: 10.5194/NHESS-23-1507-2023.

[7] G. Urgilés, R. Célleri, J. Bendix, and J. Orellana-Alvear, "Identification of spatio-temporal patterns in extreme rainfall events in the Tropical Andes: A clustering analysis approach," *Meteorological Applications*, vol. 31, no. 5, p. e70005, Sep. 2024, doi: 10.1002/MET.70005.

[8] C. P. Acosta, B. R. de Fonseca, and T. L. Doval, "Modulation of rainfall variability and potential predictability in Ecuador: ENSO's evolving influence (1981–2018)," *MAUSAM*, vol. 77, no. 4, pp. 1313–1346, Oct. 2026, doi: 10.54302/MAUSAM.V77I4.7456.

[9] K. P. Burnham and D. R. Anderson, "Model selection and multimodel inference," 2004, doi: 10.1007/B97636.

[10] D. Panagoulia, P. Economou, and C. Caroni, "Stationary and nonstationary generalized extreme value modelling of extreme precipitation over a mountainous area under climate change," *Environmetrics*, vol. 25, no. 1, pp. 29–43, Feb. 2014, doi: 10.1002/ENV.2252.

[11] B. Efron and R. J. Tibshirani, "An introduction to the bootstrap," May 1994, doi: 10.1201/9780429246593.

[12] J. D. Salas and J. Obeysekera, "Revisiting the concepts of return period and risk for nonstationary hydrologic extreme events," *J. Hydrol. Eng.*, vol. 19, no. 3, pp. 554–568, Apr. 2013, doi: 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000820.

[13] J. Muñoz-Sabater *et al.*, "ERA5-Land: a state-of-the-art global reanalysis dataset for land applications," *Earth Syst. Sci. Data*, vol. 13, no. 9, pp. 4349–4383, Sep. 2021, doi: 10.5194/ESSD-13-4349-2021.

[14] N. Gorelick, M. Hancher, M. Dixon, S. Ilyushchenko, D. Thau, and R. Moore, "Google Earth Engine: Planetary-scale geospatial analysis for everyone," *Remote Sens. Environ.*, vol. 202, pp. 18–27, Dec. 2017, doi: 10.1016/J.RSE.2017.06.031.

[15] NOAA Climate Prediction Center, "Relative oceanic Niño index (RONI)," accessed: Oct. 21, 2026. [Online]. Available: https://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis_monitoring/enso/roni/

[16] H. B. Mann, "Nonparametric tests against trend," *Econometrica*, vol. 13, no. 3, p. 245, Jul. 1945, doi: 10.2307/1907187.

[17] P. K. Sen, "Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau," *J. Am. Stat. Assoc.*, vol. 63, no. 324, pp. 1379–1389, 1968, doi: 10.1080/01621459.1968.10480934.

[18] C. Funk *et al.*, "The climate hazards center infrared precipitation with stations, version 3," *Scientific Data*, vol. 13, no. 1, p. 718, Apr. 2026, doi: 10.1038/s41597-026-07096-4.