Ciencia y Educación
(L-ISSN: 2790-8402 E-ISSN: 2707-3378)
Vol. 7 No. 12.1
Edición Especial XII 2026

ANÁLISIS NUMÉRICO Y PROBABILÍSTICO DE LA RECURRENCIA Y PERSISTENCIA DE SEQUÍAS METEOROLÓGICAS MEDIANTE CADENAS DE MARKOV
NUMERICAL AND PROBABILISTIC ANALYSIS OF METEOROLOGICAL DROUGHT RECURRENCE AND PERSISTENCE USING MARKOV CHAINS

Autores: [1]Diego Alejandro Pilay Cedeño, [2]Darwin Vinicio Coles Toapanta, [3]Carlos Luis Gusqui Guananga y [4]Lizbeth Carolina Sanunga Guananga
[1]ORCID ID: https://orcid.org/0009-0000-2987-5992
[2]ORCID ID: https://orcid.org/0009-0008-8659-233X
[3]ORCID ID: https://orcid.org/0000-0001-5449-5967
[4]ORCID ID: https://orcid.org/0009-0004-6929-0285
[1]E-mail de contacto: diego.pilay@educacion.gob.ec
[2]E-mail de contacto: darwin.coles@docentes
[3]E-mail de contacto: gusquicarlos@gmail.com
[4]E-mail de contacto: lizbeth.sanunga@unach.edu.ec
Afiliación: [1*2*]Ministerio de Educación del Ecuador, (Ecuador). [3*]Universidad Técnica de Ambato, (Ecuador). [4*]Universidad Nacional de Chimborazo, (Ecuador).
Artículo recibido: 5 de Octubre del 2026.
Artículo revisado: 15 de Noviembre del 2026.
Artículo aprobado: 15 de Noviembre del 2026.
[1]Licenciado en Ciencias de la Educación, mención Físico Matemática de la Universidad de Guayaquil, (Ecuador). Magíster en Tecnología e Innovación Educativa de la Universidad Tecnológica ECOTEC, (Ecuador).
[2]Ingeniero en Sistemas Computacionales de la Universidad Estatal de Bolívar, (Ecuador).
[3]Ingeniero Mecánico de la Escuela Superior Politécnica de Chimborazo, (Ecuador). Magíster en Física de la Escuela Superior Politécnica de Chimborazo, (Ecuador).
[4]Física de la Escuela Superior Politécnica de Chimborazo, (Ecuador). Magíster en Física de la Escuela Superior Politécnica de Chimborazo (Ecuador)

Resumen

Esta investigación analizó la recurrencia y persistencia de sequías meteorológicas en Guayaquil, Riobamba y Puyo mediante cadenas de Markov y evaluó la sensibilidad de los resultados a la estandarización de la precipitación. Se utilizaron 1.620 registros mensuales de CHIRPS versión 3 correspondientes a 1981–2025. Se calcularon índices estandarizados de precipitación de uno y tres meses, con calibración en 1981–2020 y validación temporal rodada en 2021–2025. Se estimaron matrices de transición, episodios consecutivos y duraciones medias, y se comparó el desempeño probabilístico de Markov con climatología mensual y un modelo autorregresivo de primer orden. La sensibilidad estadística se examinó utilizando distribuciones gamma y lognormal, además de una transformación empírica. Durante la calibración, Puyo presentó la mayor duración media de episodios con el índice de tres meses: 2,50 meses con gamma y aproximadamente 2,48 con lognormal. En Guayaquil, la estimación de episodios cambió de 24 con gamma a 35 con lognormal, lo que evidenció dependencia respecto de la distribución seleccionada. En la validación, el modelo autorregresivo obtuvo menores puntuaciones de Brier multiclase para el índice de tres meses en las tres ciudades; sin embargo, los eventos secos fueron escasos. Se concluye que Markov es útil para describir transiciones y persistencia, pero no garantiza superioridad predictiva, y que las decisiones de estandarización condicionan las estimaciones de recurrencia.

Palabras clave: Sequía meteorológica, Cadenas de Markov, Índice estandarizado de precipitación, Recurrencia, Persistencia, Análisis probabilístico.

Abstract

This study analyzed the recurrence and persistence of meteorological drought in Guayaquil, Riobamba, and Puyo using Markov chains and assessed the sensitivity of the results to precipitation standardization. A total of 1,620 monthly CHIRPS version 3 precipitation observations from 1981 to 2025 were used.

One- and three-month Standardized Precipitation Indices were computed, with calibration over 1981–2020 and rolling temporal validation over 2021–2025. Transition matrices, consecutive drought episodes, and mean durations were estimated. The probabilistic performance of Markov chains was compared with monthly climatology and a first-order autoregressive model. Statistical sensitivity was assessed using gamma and lognormal distributions and an empirical transformation. During calibration, Puyo showed the longest mean drought duration for the three-month index: 2.50 months under gamma and approximately 2.48 months under lognormal. In Guayaquil, the estimated number of episodes changed from 24 under gamma to 35 under lognormal, indicating sensitivity to the distribution selected. During validation, the autoregressive model achieved lower multiclass Brier scores for the three-month index across all three cities, although drought events were scarce. Markov chains are useful for describing state transitions and persistence but do not guarantee superior predictive performance. Furthermore, precipitation standardization choices affect recurrence estimates and should be documented explicitly.

Keywords: meteorological drought, Markov chains, standardized precipitation index, recurrence, persistence, probabilistic analysis.

Sumário

Esta pesquisa analisou a recorrência e a persistência de secas meteorológicas em Guayaquil, Riobamba e Puyo por meio de cadeias de Markov e avaliou a sensibilidade dos resultados à padronização da precipitação. Foram utilizados 1.620 registros mensais de precipitação CHIRPS versão 3, correspondentes ao período de 1981 a 2025. Calcularam-se índices padronizados de precipitação de um e três meses, com calibração entre 1981 e 2020 e validação temporal progressiva entre 2021 e 2025. Estimaram-se matrizes de transição, episódios consecutivos e durações médias, comparando-se o desempenho probabilístico de Markov com a climatologia mensal e um modelo autorregressivo de primeira ordem. A sensibilidade estatística foi examinada por meio das distribuições gama e lognormal, além de uma transformação empírica. Durante a calibração, Puyo apresentou a maior duração média de episódios com o índice de três meses: 2,50 meses com gama e aproximadamente 2,48 com lognormal. Em Guayaquil, o número estimado de episódios passou de 24 com gama para 35 com lognormal, evidenciando dependência da distribuição selecionada. Na validação, o modelo autorregressivo apresentou menores pontuações de Brier multiclasse para o índice de três meses nas três cidades; contudo, os episódios secos foram pouco frequentes. Conclui-se que as cadeias de Markov são úteis para descrever transições e persistência, mas não garantem desempenho preditivo superior, e que as escolhas de padronização influenciam as estimativas de recorrência.

Palavras-chave: seca meteorológica, cadeias de Markov, índice padronizado de precipitação, recorrência, persistência, análise probabilística.

Introducción

Las sequías meteorológicas constituyen anomalías negativas de precipitación cuya interpretación requiere distinguir frecuencia, intensidad, persistencia y recurrencia. El índice estandarizado de precipitación (SPI) permite comparar anomalías en distintas escalas temporales, pero depende de una distribución probabilística ajustada a los registros históricos. La Organización Meteorológica Mundial destaca su utilidad para caracterizar condiciones secas en diferentes horizontes de acumulación (World Meteorological Organization & Global Water Partnership, 2016). Las estimaciones satelitales constituyen una alternativa para regiones con información instrumental desigual. CHIRPS v3 integra observaciones satelitales y

de estaciones a una resolución aproximada de 0,05°, con cobertura desde 1981. Su actualización metodológica permite analizar series extensas, aunque persisten limitaciones regionales asociadas a la topografía y a la representación de la precipitación (Funk et al., 2026). Evaluaciones recientes en Colombia evidencian que la mejora respecto de versiones anteriores no elimina la necesidad de contrastes locales (Valencia et al., 2026).

Las cadenas de Markov proporcionan una representación parsimoniosa de la transición entre categorías discretas. Sin embargo, el uso de matrices de primer orden para estudiar sequías no constituye, por sí mismo, una innovación: investigaciones sobre los trópicos estacionalmente secos ya han comparado cadenas homogéneas o no homogéneas con redes bayesianas y han evaluado su capacidad probabilística (Gutiérrez-García et al., 2023). Estudios recientes también han empleado matrices de transición para describir la persistencia de condiciones secas en distintos horizontes temporales (Emergent reorganization, 2026).

Asimismo, el cálculo del SPI incorpora incertidumbre estadística: la distribución gamma convencional no siempre representa de manera óptima los extremos pluviométricos. Una comparación de múltiples familias probabilísticas mostró cambios en las categorías de sequía según el ajuste seleccionado (Hinis & Geyikli, 2023). En consecuencia, una matriz de transición puede ser sensible tanto a la dinámica climática como a la clasificación previa de sus estados. La definición de episodios mediante índices estandarizados tiene antecedentes consolidados en el estudio de la frecuencia y duración de sequías (Lloyd-Hughes & Saunders, 2002). La selección de la distribución de referencia constituye una fuente de incertidumbre incluso cuando se dispone de series extensas (Pieper et al., 2020); asimismo, la evolución de las condiciones climáticas ha motivado una reconsideración de la evaluación tradicional de sequías (Hoylman et al., 2022). Sin embargo, la elección de la función de distribución puede modificar las categorías obtenidas. Stagge et al. (2015) compararon distribuciones candidatas para índices de sequía, mientras que Abu Arra y Şişman (2025) abordaron explícitamente diferencias entre enfoques paramétricos y no paramétricos. Estas contribuciones justifican que el presente estudio examine la sensibilidad de los estados de Markov al método de estandarización.

El uso de CHIRPS responde a su cobertura temporal y espacial (Funk et al., 2015), aunque la representatividad local del producto debe evaluarse con cautela. Arechúa-Mazón et al. (2025) examinaron productos satelitales en una cuenca andina de Ecuador y da Silva (2024) evaluó CHIRPS en una región brasileña. Estos antecedentes muestran la pertinencia de disponer de una serie homogénea y, a la vez, la necesidad de reconocer incertidumbres espaciales que no se resuelven únicamente mediante un control de registros faltantes.

En la predicción probabilística de sequías se han investigado enfoques que incorporan distintas condiciones iniciales (Torres-Vázquez et al., 2024) y modelos de estados bajo no estacionariedad (Santos & Slater, 2025). Estas aportaciones sustentan la comparación crítica entre cadenas homogéneas de primer orden y referencias alternativas, sin asumir que una mayor complejidad del modelo implica necesariamente mejor capacidad predictiva. Estudios recientes también examinan reorganizaciones de la persistencia a escala

continental, pero sus resultados no son directamente transferibles a estas tres localidades (Ogunrinde et al., 2026).

En Ecuador, la comparación entre áreas de Costa, Sierra y Amazonía exige cautela por las diferencias de estacionalidad, relieve y disponibilidad de observaciones. Por ello se analizan tres puntos de extracción de CHIRPS v3, correspondientes a Guayaquil, Riobamba y Puyo, sin atribuir sus estimaciones a toda la superficie de cada región. El objetivo es caracterizar y contrastar la recurrencia y persistencia de sequías meteorológicas mediante SPI-1 y SPI-3 y cadenas de Markov de primer orden, verificar la estabilidad temporal de sus probabilidades y evaluar su desempeño frente a referencias climatológicas y autorregresivas durante 2021–2025. Se incorpora además un análisis de sensibilidad a la transformación de precipitación utilizada para definir el SPI.

Materiales y Métodos

Se desarrolló un estudio cuantitativo longitudinal, retrospectivo y comparativo de tres ubicaciones representativas de la Costa (Guayaquil), Sierra (Riobamba) y Amazonía (Puyo) ecuatorianas. Se utilizó el archivo CHIRPS v3 de precipitación mensual de enero de 1981 a diciembre de 2025 (540 observaciones por localidad; 1.620 en total), generado mediante acumulación mensual de los productos pentadales. Se verificaron continuidad, unicidad temporal, seis pentadas mensuales, ausencia de faltantes y no negatividad de la precipitación. Los datos representan celdas raster seleccionadas y no se han validado contra estaciones locales.

Se calcularon SPI-1 y SPI-3 mediante acumulaciones móviles de uno y tres meses. Se ajustaron distribuciones gamma a los valores positivos por mes calendario en la referencia 1981–2020, con corrección de la probabilidad empírica de precipitación cero y transformación normal estándar. El período 2021–2025 se transformó sin recalibrar el SPI con observaciones futuras. Se adoptaron cuatro estados: E0 (SPI ≥ 0), E1 ($-1 \leq$ SPI < 0), E2 ($-1{,}5 \leq$ SPI < -1) y E3 (SPI $< -1{,}5$). Para episodios de sequía se utilizó la condición conjunta SPI < -1, que comprende E2 y E3. Las ventanas móviles de SPI-3 se superponen y generan dependencia temporal estructural.

El modelo principal fue una cadena de Markov homogénea de primer orden en tiempo discreto, con cuatro estados definidos a partir del SPI. La propiedad de Markov implica que, dado el estado del mes actual, la distribución condicional del estado siguiente no depende de estados anteriores; la homogeneidad supone que las probabilidades de transición no varían con el tiempo durante cada ajuste. En (1) se formaliza la probabilidad de transición entre estados; en (2) se presenta su estimación mediante frecuencias observadas durante 1981–2020. La permanencia en el estado i se caracteriza mediante la probabilidad estimada $\hat{p}_{ii}$ y la duración esperada de una estancia continua se expresa en (3), siempre que $\hat{p}_{ii}$ sea menor que uno. Además, se identificaron episodios observados de sequía como sucesiones de meses con SPI < -1 y se calcularon sus frecuencias y duraciones medias. Estos episodios no deben confundirse con los tiempos de retorno estacionarios a un estado aislado.

La probabilidad teórica de transición se define en (1); Pr (·) denota la probabilidad condicional:

$$P_{ij} = Pr(X_{t+1} = j \mid X_t = i) \qquad (1)$$

Donde:

X_t: estado hidroclimático en el mes actual.

X_{t+1}: estado hidroclimático en el mes siguiente.

P_{ij}: probabilidad teórica de transición del estado i al estado j (constante en el tiempo bajo el supuesto de homogeneidad).

$$\hat{p}_{ij} = \frac{N_{ij}}{\sum N_{ik}} \qquad (2)$$

Donde:

$\hat{p}_{ij}$: estimación de P_{ij} obtenida a partir de las transiciones observadas.

N_{ij}: número de transiciones observadas entre los estados i y j en meses consecutivos.

$\sum_k N_{ik}$: suma de las transiciones registradas desde el estado i hacia cualquiera de los cuatro estados (k = 0, 1, 2, 3).

La estimación por frecuencias requiere al menos una transición observada desde cada estado. Los estados poco frecuentes se revisaron por separado y se aplicó suavizado probabilístico cuando correspondió a las comparaciones predictivas; el tratamiento exacto se documenta en los procedimientos de validación.

$$E(D_i) = \frac{1}{1 - \hat{p}_{ii}} \qquad (3)$$

Donde:

$E(D_i)$: duración media esperada, expresada en meses, de una estancia continua en el estado i bajo el modelo geométrico de permanencia.

$\hat{p}_{ii}$: estimación de la probabilidad de permanecer en el estado i durante un mes adicional; la fórmula exige $\hat{p}_{ii} < 1$.

i: estado hidroclimático evaluado.

La estabilidad de las matrices se exploró comparando los subperíodos 1981–2000 y 2001–2020 mediante un estadístico de discrepancia condicional calibrado con 550 simulaciones bajo una cadena homogénea. Se examinaron clasificaciones de dos, tres y cuatro estados y cadenas de primer y segundo orden, con suavizado probabilístico en las comparaciones donde correspondió. Para el desempeño predictivo se utilizó validación temporal rodada anual 2021–2025 (60 predicciones por ciudad e índice), actualizando el ajuste con información previa a cada año. Se compararon Markov homogéneo de primer orden, climatología mensual y modelo autorregresivo gaussiano AR(1) del SPI continuo. Las probabilidades multiclase y binarias de sequía se evaluaron mediante puntuación Brier, para la cual los valores menores indican mejor desempeño. La evaluación complementaria incluyó diagnósticos de residuos para AR (1).

Como prueba complementaria se calculó una segunda estandarización mediante la distribución empírica de los acumulados de precipitación por mes calendario, estimada exclusivamente con 1981–2020. Los valores se transformaron con la inversa de la distribución normal estándar; se emplearon posiciones de trazado basadas en los rangos medios para empates, interpolación lineal entre observaciones positivas y límites de cola finitos. La distribución gamma original incorporó la frecuencia empírica de ceros y ajuste a precipitaciones positivas. Ambos procedimientos conservaron la misma referencia de calibración. Se compararon los meses clasificados con SPI < −1. La segunda transformación es una prueba de sensibilidad y no una validación independiente del SPI.

Como análisis adicional se compararon transformaciones SPI basadas en las distribuciones gamma y lognormal, ajustadas sobre las precipitaciones positivas por mes calendario. Las probabilidades de meses con precipitación cero se trataron de forma explícita. La elección de distribución se analizó como fuente de incertidumbre en la clasificación de estados; las puntuaciones Brier calculadas frente a etiquetas distintas no se interpretaron como una comparación directa de superioridad entre distribuciones.

Resultados y Discusión

A continuación, se presentan los resultados de los regímenes de precipitación y duración de episodios.

Tabla 1. *Precipitación media anual (1981–2025) y episodios de sequía SPI < −1 calculados con gamma (1981–2020).*

Ciudad	Índice	Precipitación anual (mm)	Episodios 1981–2020	Duración (meses)	Intervalo entre inicios (meses)
Guayaquil	SPI-1	1.336,03	24	1,29	19,30
Guayaquil	SPI-3	1.336,03	24	1,92	18,74
Riobamba	SPI-1	627,96	65	1,28	7,33
Riobamba	SPI-3	627,96	33	2,12	14,41
Puyo	SPI-1	4.929,25	51	1,45	9,20
Puyo	SPI-3	4.929,25	32	2,50	13,32

Fuente: Elaboración propia.

Las precipitaciones medias anuales fueron diferentes entre las tres ciudades. Puyo presentó mayor duración media de episodios SPI-3 (2,50 meses), seguido de Riobamba (2,12 meses) y Guayaquil (1,92 meses). Estos resultados describen las series y no prueban diferencias poblacionales estadísticamente significativas. El mayor tiempo de persistencia observado con SPI-3 debe considerarse junto con el solapamiento de las ventanas de acumulación. La precipitación media anual corresponde a 1981–2025; los episodios y sus duraciones se calcularon únicamente con la calibración 1981–2020. La tabla 2 muestra la estabilidad temporal.

Tabla 2. *Contraste exploratorio de estabilidad de las transiciones entre 1981–2000 y 2001–2020, con tratamiento corregido de meses sin lluvia (550 simulaciones).*

Ciudad	Índice	p exploratorio
Guayaquil	SPI-1	0,132
Guayaquil	SPI-3	0,111
Riobamba	SPI-1	0,884
Riobamba	SPI-3	0,555
Puyo	SPI-1	0,004
Puyo	SPI-3	0,020

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados con gamma sugieren mayores discrepancias temporales en Puyo, particularmente para SPI-1 ($p = 0,0036$). Esta interpretación requiere cautela por comparaciones múltiples, los supuestos del procedimiento de simulación y la dependencia temporal adicional del SPI-3. La prueba de sensibilidad previa con SPI empírico mantuvo el indicio en Puyo para SPI-1 ($p = 0,018$). No se atribuye este hallazgo a una causa climática específica. La tabla 3 evidencia el desempeño predictivo con validación rodada.

Tabla 3. *Puntuación de Brier multiclase durante la validación rodada de 2021–2025.*

Ciudad	Índice	Markov	Climatología mensual	AR(1)
Guayaquil	SPI-1	0,523	0,565	0,568
Guayaquil	SPI-3	0,394	0,511	0,347
Riobamba	SPI-1	0,568	0,555	0,589
Riobamba	SPI-3	0,346	0,460	0,339
Puyo	SPI-1	0,528	0,532	0,544
Puyo	SPI-3	0,344	0,442	0,331

Fuente: Elaboración propia.

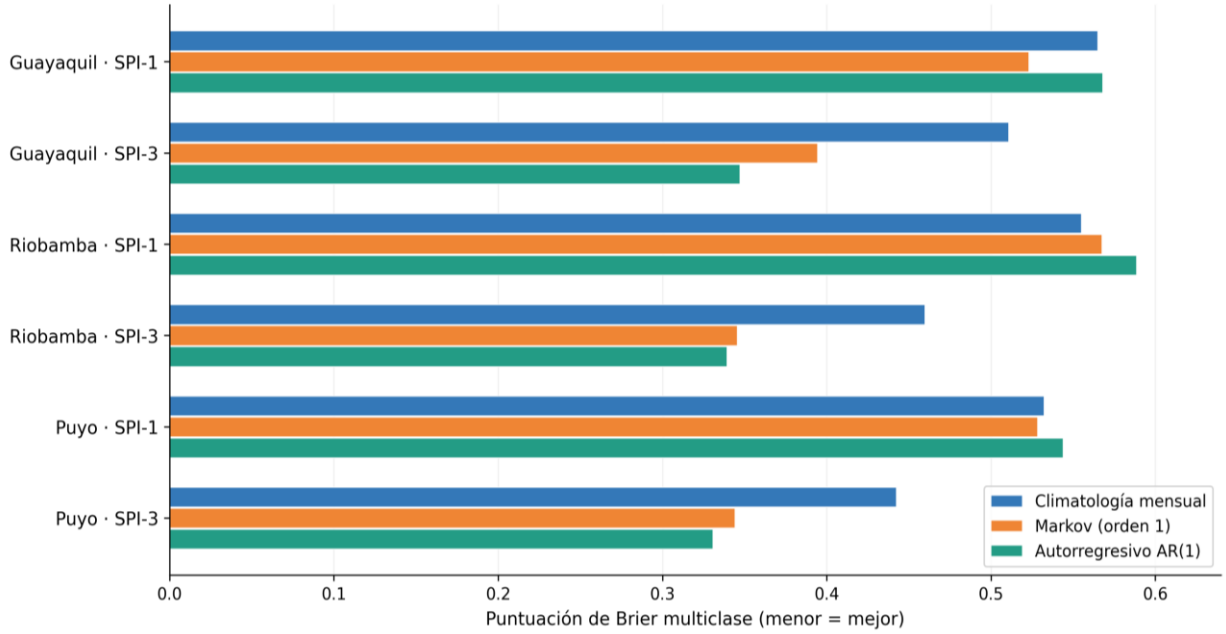


Figura 1. *Comparación de la puntuación de Brier multiclase durante la validación rodada de 2021–2025.*

Fuente: Elaboración propia con datos CHIRPS v3.

El período de validación de 2021–2025 incluyó un mes con SPI-3 inferior a −1 en cada ciudad, según el archivo de predicciones de validación. En consecuencia, las puntuaciones probabilísticas favorables no constituyen por sí solas evidencias suficientes de una capacidad confiable para detectar sequías. Tampoco se interpretan diferencias pequeñas de Brier como pruebas de superioridad estadística. La baja frecuencia puede favorecer puntuaciones globales incluso si la identificación específica de eventos resulta insuficiente. La tabla muestra la sensibilidad a la distribución del SPI.

Tabla 4. *Episodios y duraciones con gamma y lognormal en 1981–2020.*

Ciudad	Índice	Episodios γ	Episodios logn.		Duración γ	Duración logn.
Guayaquil	SPI-1	24	28		1,29	1,29
Guayaquil	SPI-3	24	35		1,92	1,74
Riobamba	SPI-1	65	64		1,28	1,30
Riobamba	SPI-3	33	34		2,12	1,97
Puyo	SPI-1	51	50		1,45	1,46
Puyo	SPI-3	32	31		2,50	2,48

Fuente: Elaboración propia.

En Guayaquil, SPI-3 pasa de 24 episodios con gamma a 35 con lognormal, una diferencia que puede influir en los indicadores de recurrencia. La duración media SPI-3 en Puyo permanece cercana a 2,5 meses bajo ambas transformaciones y sigue siendo la mayor entre las tres localidades. La distribución lognormal obtuvo menor AIC en numerosos meses de Guayaquil, pero esto no garantiza mejor adecuación en todas las colas ni valida automáticamente su adopción como modelo principal.

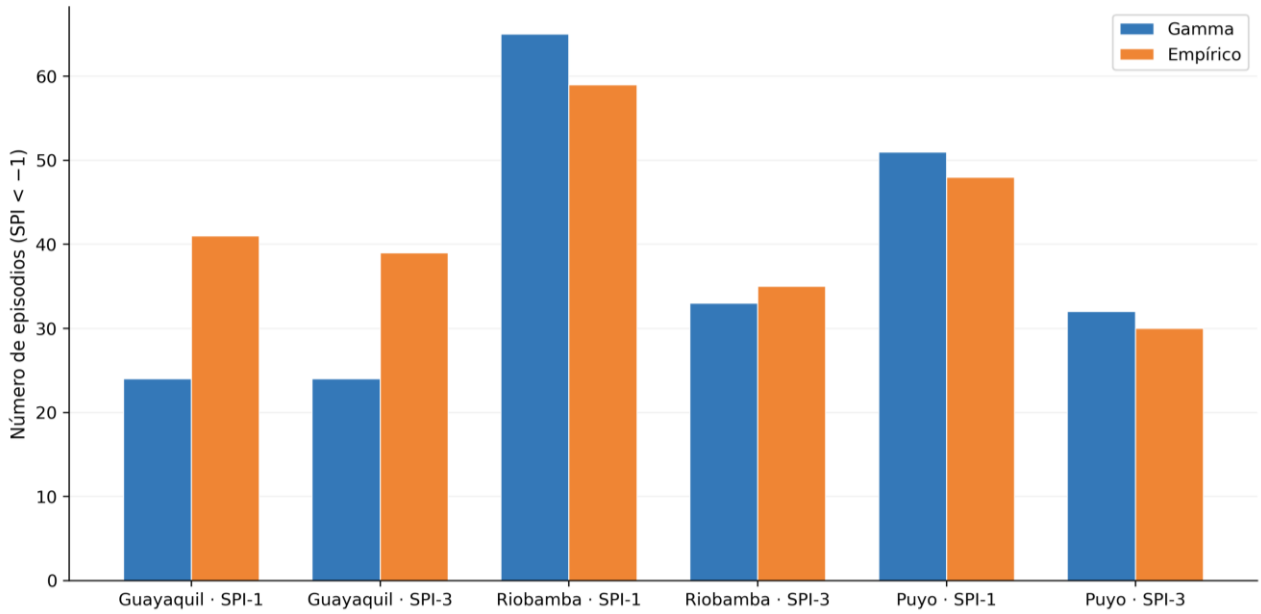


Figura 2. *Número de episodios de sequía (SPI < −1) bajo los métodos gamma y empírico durante 1981–2020.*

Fuente: Elaboración propia con datos CHIRPS v3.

La Tabla 4 presenta un contraste diferente: gamma frente a log normal. En conjunto, los antecedentes sobre selección de distribuciones (Stagge et al., 2015; Abu Arra & Şişman, 2025), no estacionariedad probabilística (Santos & Slater, 2025) y predicción de sequías (Torres-Vázquez et al., 2024) refuerzan la interpretación crítica de las diferencias encontradas. La comparación de Guayaquil, Riobamba y Puyo constituye un análisis de series puntuales de una cuadrícula satelital, y no una extrapolación automática a la totalidad de cada región natural.

Conclusiones

Las cadenas de Markov de primer orden permitieron cuantificar las transiciones y caracterizar la recurrencia y persistencia de estados hidroclimáticos en Guayaquil, Riobamba y Puyo, pero su desempeño predictivo no fue uniformemente superior al de las referencias evaluadas. Entre 1981 y 2020, Puyo mostró la mayor duración media de los episodios SPI-3. Este patrón descriptivo persistió al cambiar entre gamma y lognormal, aunque los recuentos y algunas probabilidades

de transición variaron según el procedimiento de estandarización.

Se observaron indicios exploratorios de inestabilidad temporal de las transiciones en Puyo con SPI-1. No es posible atribuir esas discrepancias a una tendencia climática ni afirmar cambios estructurales sin pruebas adicionales ajustadas a los supuestos del índice y al número de contrastes. En 2021–2025, AR(1) obtuvo mejor puntuación Brier multiclase que Markov para SPI-3 en las tres ciudades; sin embargo, la escasez de meses clasificados como sequía en la validación restringe cualquier conclusión sobre la capacidad de anticipar episodios. La aplicación de los resultados debe distinguir descripción de persistencia y pronóstico operativo.

La dependencia de los resultados respecto de la distribución del SPI, especialmente en Guayaquil, constituye una limitación metodológica central y una contribución crítica del estudio: la evaluación de recurrencia debe informar las decisiones estadísticas que intervienen en la clasificación de la sequía.

Referencias Bibliográficas

Abu, A., & Şişman, E. (2025). New insights into meteorological and hydrological drought modeling: A comparative analysis of parametric and non-parametric distributions. Atmosphere, 16(7), Article 846. https://doi.org/10.3390/atmos16070846

Arechúa, P., Cisneros, C., Calahorrano-, J., & Manzano, M. (2025). Assessment of satellite precipitation products in an Andean catchment: Ambato River Basin, Ecuador. Hydrology, 12(9), Article 225. https://doi.org/10.3390/hydrology12090225

Da Silva, S. (2024). Validation of the CHIRPS precipitation estimate in a Brazilian Cerrado area. Revista Brasileira de Geografia Física, 17(2), 860–881. https://doi.org/10.26848/rbgf.v17.2.p860-881

Funk, C., Peterson, P., Harrison, L., Saldivar, R., Landsfeld, M., Pedreros, D., Shukla, S., Fink, A. H., Davenport, F., Peterson, S., Turner, W., Sonnier, A., Budde, M., Tabor, K., Verdin, J., Hauzaree, D., Naim, M., Alaso, D., & Husak, G. (2026). The Climate Hazards Center Infrared Precipitation with Stations, Version 3. Scientific Data, 13, Article 718. https://doi.org/10.1038/s41597-026-07096-4

Funk, C., Peterson, P., Landsfeld, M., Pedreros, D., Verdin, J., Shukla, S., Husak, G., Rowland, J., Harrison, L., Hoell, A., & Michaelsen, J. (2015). The climate hazards infrared precipitation with stations—a new environmental record for monitoring extremes. Scientific Data, 2, Article 150066. https://doi.org/10.1038/sdata.2015.66

Gutiérrez, K., Avilés, A., Nauditt, A., Arce, R., & Birkel, C. (2023). Evaluating Markov chains and Bayesian networks as probabilistic meteorological drought forecasting tools in the seasonally dry tropics of Costa Rica. Theoretical and Applied Climatology, 154(3–4), 1291–1307. https://doi.org/10.1007/s00704-023-04623-w

Hinis, M., & Geyikli, M. (2023). Accuracy evaluation of standardized precipitation index (SPI) estimation under conventional assumption in Yeşilırmak, Kızılırmak, and Konya closed basins, Turkey. Advances in Meteorology, 2023, Article 5142965. https://doi.org/10.1155/2023/5142965

Hoylman, Z. H., Bocinsky, R. K., & Jencso, K. G. (2022). Drought assessment has been outpaced by climate change: Empirical arguments for a paradigm shift. Nature Communications, 13, Article 2715. https://doi.org/10.1038/s41467-022-30316-5

Lloyd-Hughes, B., & Saunders, M. A. (2002). A drought climatology for Europe. International Journal of Climatology, 22(13), 1571–1592. https://doi.org/10.1002/joc.846

Ogunrinde, A. T., Adigun, P., Dairaku, K., Xue, X., Precious, E., & Brhane, E. S. (2026).

Emergent reorganization and increased persistence of meteorological drought across Africa. Communications Earth & Environment, 7, Article 556. https://doi.org/10.1038/s43247-026-03528-6

Pieper, P., Düsterhus, A., & Baehr, J. (2020). A universal Standardized Precipitation Index candidate distribution function for observations and simulations. Hydrology and Earth System Sciences, 24, 4541–4565. https://doi.org/10.5194/hess-24-4541-2020

Santos, M., & Slater, L. (2025). Integrating hidden Markov and multinomial models for hydrological drought prediction under nonstationarity. Advances in Water Resources, 200, Article 104974. https://doi.org/10.1016/j.advwatres.2025.104974

Stagge, J., Tallaksen, L, Gudmundsson, L., Van Loon, A., & Stahl, K. (2015). Candidate distributions for climatological drought indices (SPI and SPEI). International Journal of Climatology, 35(13), 4027–4040. https://doi.org/10.1002/joc.4267

Torres, M., Di Giuseppe, F., Dutra, E., Halifa-Marín, A., Jerez, S., Ramón, J., Montávez, J. P., Doblas-Reyes, F. J., & Turco, M. (2024). Probabilistic predictions for meteorological droughts based on multi-initial conditions. Journal of Hydrology, 640, Article 131662. https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2024.131662

Valencia, S., Marín, D. E., Gómez, D., Echavarría-Porras, V., Mejía-Sepúlveda, J., Husic, A., Sullivan, S., Hoyos, N., Villegas, J. C., Harrison, L., & Green, J. K. (2026). Improvements and limitations of the new Climate Hazards Center Infrared Precipitation with Stations (CHIRPSv3) dataset: Insights from multiple spatio-temporal scales in Colombia. Atmospheric Research, 338, Article 108971. https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2026.108971

World Meteorological Organization & Global Water Partnership. (2016). Handbook of drought indicators and indices. Integrated Drought Management Programme. https://www.weather.gov/media/tbw/drought/WMO-GWP_Handbook_of_Drought_Indicators_and_Indices_2016.pdf

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-No Comercial 4.0 Internacional. Copyright © Diego Alejandro Pilay Cedeño, Darwin Vinicio Coles Toapanta, Carlos Luis Gusqui Guananga y Lizbeth Carolina Sanunga Guananga.

Declaraciones éticas y editoriales del artículo
Contribución de los autores (Taxonomía CRediT). Diego Alejandro Pilay Cedeño: conceptualización de la investigación, diseño metodológico, desarrollo del proceso investigativo, análisis formal de los datos, redacción del borrador original del manuscrito, revisión crítica del contenido científico y supervisión general del estudio. Darwin Vinicio Coles Toapanta: curación y organización de los datos, participación en la recolección de información, validación de los resultados obtenidos y elaboración de representaciones gráficas y visualización de los datos. Carlos Luis Gusqui Guananga: provisión de recursos académicos y materiales para el desarrollo del estudio, apoyo en la administración del proyecto investigativo y revisión editorial del manuscrito antes de su publicación. Lizbeth Carolina Sanunga Guananga: provisión de recursos académicos y materiales para el desarrollo del estudio, apoyo en la administración del proyecto investigativo y revisión editorial del manuscrito antes de su publicación
Declaración de conflicto de intereses Los autores declaran que no existe conflicto de intereses en relación con la investigación presentada, la autoría del manuscrito ni la publicación del presente artículo.
Declaración de financiamiento La presente investigación no recibió financiamiento específico de agencias públicas, comerciales o de organizaciones sin fines de lucro. En caso de existir financiamiento institucional o externo, este deberá ser declarado explícitamente por los autores en esta sección.
Declaración del editor El editor responsable certifica que el proceso editorial del presente artículo se desarrolló conforme a los principios de integridad científica, transparencia y buenas prácticas editoriales. El manuscrito fue sometido a un proceso de evaluación mediante revisión por pares doble ciego, garantizando la confidencialidad de la identidad de los autores y revisores durante todo el proceso de dictamen académico. Asimismo, el editor declara que el artículo cumple con los criterios científicos, metodológicos y éticos establecidos por la revista.
Declaración de los revisores Los revisores externos que participaron en la evaluación del presente manuscrito declaran haber realizado el proceso de revisión de manera objetiva, independiente y confidencial. Asimismo, manifiestan que no mantienen conflictos de interés con los autores ni con la investigación evaluada, y que sus observaciones y recomendaciones se fundamentan exclusivamente en criterios científicos, metodológicos y académicos.
Declaración ética de la investigación Los autores declaran que la investigación se desarrolló respetando los principios éticos de la investigación científica, garantizando la confidencialidad de los datos y el respeto a los participantes del estudio. En los casos en que la investigación involucre seres humanos, los procedimientos deben ajustarse a los principios éticos establecidos en la Declaración de Helsinki y a las normativas institucionales correspondientes.
Declaración sobre el uso de inteligencia artificial Los autores declaran que el uso de herramientas de inteligencia artificial, en caso de haberse utilizado durante el proceso de investigación o redacción del manuscrito, se realizó únicamente como apoyo técnico para mejorar la claridad del lenguaje o el análisis de información, manteniendo siempre la responsabilidad intelectual sobre el contenido del artículo. Las herramientas de inteligencia artificial no fueron utilizadas como autoras del manuscrito ni sustituyen la responsabilidad académica de los investigadores.
Disponibilidad de datos Los datos que respaldan los resultados de esta investigación estarán disponibles previa solicitud razonable al autor de correspondencia, respetando las normas éticas y de confidencialidad establecidas por la investigación.