

EVALUACIÓN Y ANÁLISIS ESPACIOTEMPORAL
DE TENDENCIAS DE LARGO PLAZO EN LA
HIDROCLIMATOLOGÍA COLOMBIANA

Diana Cristina Cantor Gómez

Maestría en Ingeniería – Recursos Hidráulicos

Andrés Ochoa Jaramillo
Director

Universidad Nacional de Colombia

Sede Medellín

2011

Contenido

1. Introducción	1
2. Antecedentes	3
2.1. Referencias	5
3. Tendencias de largo plazo en series de caudal, precipitación y temperatura en Colombia	7
3.1. Datos	8
3.1. Metodología	10
3.1.1. Prueba T de Sen	10
3.1.2. Prueba Van Belle & Hughes	11
3.1.3. Prueba rho de Spearman	11
3.1.4. Prueba de Mann Kendall	12
3.1.5. Prueba Mann Kendall para datos autocorrelacionados	13
3.1.6. Estimador de pendiente de Sen	13
3.2. Resultados	14
3.3. Conclusiones	23
3.4. Referencias	24
4. Tendencias de largo plazo en series mensuales de precipitación en Antioquia	25
4.1. Datos	25
4.2. Resultados	29
4.3. Conclusiones	36
4.4. Referencias	37
5. Tendencias de largo plazo en índices de estabilidad atmosférica en Colombia	38
5.1. Datos	39
5.2. Metodología	41
5.2.1. Lifted Index (LI)	42
5.2.2. Índice K	42
5.2.3. CAPE	43
5.2.4. Total of Totals (TT)	44
5.2.5. Showalter Index (SI)	44
5.2.6. Prueba T para la detección de tendencias lineales en series anuales	44
5.3. Resultados	45
5.4. Conclusiones	52
5.5. Referencias	52

6.	<i>Cambios en la fase y la amplitud de los ciclos anual y semianual en series mensuales de precipitación, temperatura y caudales en Colombia</i>	54
6.1.	Introducción	54
6.1.	Datos	55
6.2.	Metodología	55
6.3.	Resultados	57
6.4.	Conclusiones	60
6.5.	Referencias	61
A.	<i>Resultados de las pruebas estadísticas</i>	A.1
B.	<i>Demodulación Compleja de series de temperatura media</i>	B.1
C.	<i>Demodulación Compleja de series de precipitación</i>	C.1
D.	<i>Demodulación Compleja de series de caudal medio</i>	D.1
E.	<i>Diagramas Skew-T Log-P para San Andrés</i>	E.1
F.	<i>Diagramas Skew-T Log-P para Riohacha</i>	F.1
G.	<i>Diagramas Skew-T Log-P para Bogotá</i>	G.1
H.	<i>Diagramas Skew-T Log-P para Las Gaviotas</i>	H.1
I.	<i>Diagramas Skew-T Log-P para Leticia</i>	I.1

1. Introducción

La ubicación de Colombia en el trópico, la influencia de la circulación atmosférica que recibe de los océanos Pacífico y Caribe y de la cuenca Amazónica y la barrera orográfica que constituyen las cordilleras de los Andes, promueven la formación de climas locales complejos y de difícil predicción (Poveda, 2004). Las condiciones actuales de cambio climático en Colombia plantean un desafío en el entendimiento de la dinámica de los procesos que determinan las variaciones climáticas a diferentes escalas espaciotemporales (Ochoa y Poveda, 2008).

El estudio de cambios en los registros de variables hidroclimatológicas y particularmente, el estudio de tendencias de largo plazo en las mismas, debe considerarse un insumo importante en la planificación de estrategias de explotación de recursos naturales, prevención y mitigación de eventos indeseados. La evaluación y el análisis espaciotemporal de tendencias de largo plazo en la hidroclimatología colombiana es un proyecto que busca desarrollar un diagnóstico detallado y actualizado de señales de cambio climático en variables hidroclimatológicas en Colombia. El compromiso del presente trabajo de investigación supone tanto la evaluación de la existencia de tendencias de largo plazo en la media de series mensuales de precipitación, temperaturas medias y caudales medios en Colombia, así como la cuantificación de las tendencias detectadas, el análisis de la distribución espacial de las mismas (capítulo 3) y la evaluación y cuantificación de la magnitud de corrimientos de fase en el ciclo anual y semianual de las series analizadas (capítulo 6). También se analizan, en el capítulo 4, series de lámina de lluvia y número de días mensuales de lluvia en Antioquia. Además se analizan los sondeos atmosféricos diarios en cinco aeropuertos del país, se calculan las series de tiempo de algunos índices de estabilidad en estos sitios y se analizan en búsqueda de señales de cambio climático (capítulo 5).

Se espera que los resultados de esta investigación sean una herramienta en estudios aplicados a la gestión ambiental, la planificación de explotación de recursos naturales y la gestión de la salud pública, la generación de energía, la planificación del transporte y la agricultura, y en general para el mejoramiento de las condiciones de vida de la población.

2. Antecedentes

Una herramienta clásica en la detección de cambios en series hidrológicas y climáticas es el análisis de tendencias, en el que son comúnmente utilizadas pruebas paramétricas y no paramétricas. Las hipótesis de las pruebas paramétricas clásicas incluyen linealidad, independencia y normalidad, por lo que se hace más limitado su uso. Las pruebas no paramétricas son más flexibles e incluyen pocas hipótesis sobre la estructura de los datos.

Algunas pruebas no paramétricas como T de Sen, Mann-Kendall, Kendall estacional y Rho de Spearman, incluyen implícita la hipótesis de tendencia homogénea entre estaciones climáticas. Van Belle y Hughes (1984) demostraron que en el estudio de tendencias, el cálculo de un estadístico global para una serie de tiempo puede indicar que no hay tendencia cuando realmente exista entre estaciones climáticas, por lo que propusieron una prueba para el estudio de la homogeneidad de tendencia. Además formularon una prueba llamada “caso general” en la que se combinan datos de m estaciones climáticas tomadas de un número k de estaciones de registro para un periodo de n años en una cuenca, dentro de una prueba de tendencia global. Discutieron técnicas para tratar con datos muestreados en intervalos de tiempo variables y examinaron en detalle dos métodos utilizados en la aplicación de pruebas no paramétricas: el método intrabloque y el método de rango alineado. El método intrabloque calcula la prueba estadística (por ejemplo, el estadístico s de Mann-Kendall) para cada bloque, mes o periodo del año y luego suma los estadísticos resultantes para obtener un estadístico total. El método de rango alineado remueve el efecto de bloque (elimina la estacionalidad) desde cada dato, suma los datos entre bloques y aplica la prueba a esas sumas. Para mayor información de este último método ver Sen (1968a). Van Belle y Hughes demostraron que el método de rango alineado es asintóticamente más potente que el método intrabloque, pero este último se adapta mejor a los datos.

La prueba no paramétrica para la detección de tendencias de Mann-Kendall ha sido ampliamente utilizada en la evaluación de la significancia de tendencias en series hidroclimáticas como series de calidad del agua, caudal, temperatura y precipitación. La hipótesis nula de dicha prueba es que los datos son independientes y aleatoriamente ordenados, es decir que no hay tendencia o estructura de correlación alrededor de las observaciones. Hamed y Ramachandra (1998) encontraron que si los datos de una serie dada se autocorrelacionan positivamente, aumenta la probabilidad de detectar tendencia en los datos utilizando la prueba de Mann-Kendall, incluso cuando realmente no exista tendencia. Proponen una modificación a la prueba estadística de Mann-Kendall, potente ante la presencia de autocorrelación en los datos, basada en la modificación de la expresión para el cálculo de la varianza de la prueba original. Se encontró que la exactitud de la prueba modificada es superior

a la prueba original de Mann-Kendall, sin disminuir su potencia, cuando es aplicada a datos autocorrelacionados. Kahya y Kalayci (2004) analizaron tendencias en registros mensuales de caudal en 26 cuencas en Turquía con cuatro pruebas de tendencia no paramétricas (T de Sen, rho de Spearman, Mann-Kendall y Kendall estacional) y con las dos pruebas propuestas por Van Belle y Hughes (1984) para la homogeneidad de tendencias y el estudio de tendencia global en una cuenca. Además utilizaron una prueba no paramétrica para estimar la pendiente en tendencias lineales llamada “Estimador de pendiente de Sen”, Sen (1968b). Kahya y Kalayci asumieron que la longitud de registro mínimo requerido en una serie de tiempo para obtener un estadístico medio válido en la búsqueda de señales de cambio climático en las series hidroclimatológicas es de 30 años. Yue et al. (2002), documentan la habilidad de las pruebas de no paramétricas de Spearman rho y Mann-Kendall, así como la influencia del tamaño de la serie y la variación de la información dentro de la serie, en la potencia de ambas pruebas.

En Colombia la aproximación al estudio del cambio climático se ha desarrollado básicamente en dirección al estudio de series de tiempo de diversas variables hidroclimatológicas a partir de la aplicación de herramientas estadísticas diseñadas para la detección de cambios en las series. Smith et al. (1996) analizaron registros mensuales de precipitación y caudales medios en varias estaciones de registro con diversas técnicas estadísticas, buscando detectar señales de cambio climático en Colombia. Tales pruebas incluyen la identificación de posibles cambios en la media y la varianza de las series (anual, mensual y mensual estandarizada), existencia de tendencias lineales e identificación de posibles no homogeneidades. Para el estudio de cambio en la media utilizaron las pruebas T simple, T simple con correcciones por dependencia, T modificada, Mann-Whitney, Kruskal-Wallis, signo, Friedman, sumas acumuladas, análisis de doble masa y regresión lineal; en el estudio de cambio en la varianza aplicaron las pruebas F simple, F simple con correcciones por dependencia, F modificada, Ansari-Bradley, Bartlett, y Levene; y para la detección de tendencias trabajaron con la prueba T para la detección de tendencias lineales, Hotelling-Pabst, prueba de detección de tendencias no lineales, Prueba de homogeneidad de tendencias y prueba estacionaria Kendall.

Pérez et al. (1998) y Mesa et al. (1997) implementaron algunas de las técnicas estadísticas utilizadas por Smith et al. (1996) e incluyeron algunas otras para identificar señales de cambio climático en registros de temperatura, presión de vapor, punto de rocío, precipitación y caudal, en Colombia. Además estudiaron cambios de fase y amplitud del ciclo anual y semianual de los registros analizados usando demodulación compleja. Los resultados mostraron claras tendencias crecientes en las series de temperatura mínima y media y las series de punto de rocío y presión indican aumento en la humedad atmosférica, indicando calentamiento. Las series de precipitación no presentaron señal clara de cambio y las principales cuencas de análisis mostraron tendencias decrecientes en sus caudales. Los resultados de demodulación compleja

ratificaron los resultados obtenidos con las pruebas estadísticas, estableciendo corrimientos en las fases del ciclo anual y semianual de las diversas variables estudiadas.

2.1. REFERENCIAS

- Hamed, K. H., A. Ramachandra-Rao. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*, 204(1-4), 182-196, doi:10.1016/S0022-1694(97)00125-X.
- Kahya, E., S. Kalayci. 2004. Trend analysis of streamflow in Turkey. *Journal of Hydrology*, 289(1-4), 128-144, doi:10.1016/j.jhydrol.2003.11.006.
- Mesa, O., G. Poveda, L.F. Carvajal. 1997. *Introducción al Clima de Colombia*. Universidad Nacional de Colombia, Santa Fe de Bogotá, D.C., Colombia.
- Pérez, C.A., G. Poveda, O.J. Mesa, L.F. Carvajal, A. Ochoa. 1998. Evidencias del Cambio Climático en Colombia: Tendencias y Cambios de Fase y Amplitud de los Ciclos Anual y Semianual. *Bulletin de l'Institut Français d'Études Andines*, 27(3), 537-546.
- Sen, P.K. 1968. On a class of aligned rank order tests in two-way layouts. *The Annals of Mathematical Statistics*, 39(4), 1115-1124.
- Sen, P.K. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *American Statistical Association Journal*, 63(324), 1379-1389.
- Van Belle, G., J.P. Hughes. 1984. Nonparametric tests for trend in water quality. *Water Resources Research*, 20 (1), 127-136.
- Yue, S., C.Y. Wang. 2002. Regional streamflow trend detection with consideration of both temporal and spatial correlation. *International Journal of Climatology*, 22(8), 933-946, doi:10.1002/joc.781.

3. Tendencias de largo plazo en series de caudal, precipitación y temperatura en Colombia

Mesa et al. (1997) y Pérez et al. (1998) llevaron a cabo un análisis de homogeneidad de segundo orden de series mensuales de algunas variables hidrometeorológicas en Colombia. La mayor parte de las estaciones de medición que analizaron se encuentran localizadas hacia el noroccidente del país. La Orinoquía y la Amazonía colombiana tienen poca cobertura espacial y temporal de las redes de medición. Consideraron 51 series de temperatura mínima, 54 de temperatura media, 44 de temperatura del punto de rocío, 30 de tensión de vapor, 15 de evaporación de tanque, 151 de precipitación y 72 de caudales.

Para evaluar la existencia de cambios en la media y la varianza en las series, utilizaron varias técnicas gráficas (curvas de masa simple y de doble masa, gráficas de cuartiles, gráficas de suavizadas, etc.) y varias pruebas estadísticas (T simple, T modificada, sumas acumuladas, homogeneidad de Abbe, Mann-Whitney, Friedmann, Kruskal-Wallis, Petit, Mann-Kendall, tendencia lineal, Hotelling-Pabst y prueba estacional de Kendall). La Tabla 1 presenta un resumen de las estaciones con tendencias crecientes y decrecientes encontradas por Mesa et al (1997) y Pérez et al. (1998) en series mensuales en Colombia.

Tabla 1. Cantidad de series con tendencias crecientes (↗) y decrecientes (↘) encontradas por Mesa et al. (1997) y Pérez et al. (1998) en series mensuales en Colombia.

Series	Tendencia		
	↗	↘	→
Temperatura mínima	36	7	8
Temperatura media	24	20	10
Temperatura de rocío	25	5	14
Presión de vapor	15	6	9
Evaporación	11	10	4
Precipitación	23	7	120
Caudal	11	22	39
Presión atmosférica	0	0	0

Poveda et al. (2001) realizaron un análisis dinámico a los cuantiles de la distribución de series de precipitación y caudales a resolución diaria en Antioquia, para las cuales ya existían resultados de análisis de tendencias y cambios en la media y la varianza. La construcción de series anuales de la función de distribución de probabilidades intraanual permite identificar si la tendencia detectada en las series hidrológicas se debe a una tendencia general de la distribución de probabilidades o solamente a cambios en alguno de los cuantiles. Los resultados del estudio indicaron tendencias positivas en los valores de los cuantiles superiores tanto de lluvias como de caudales y disminución en los cuantiles extremos inferiores, confirmando con ello la

presencia de eventos extremos más severos relacionados con fenómenos como El Niño y la Niña o como consecuencia de cambio global y local.

Ochoa y Poveda (2004, 2008) elaboraron un diagnóstico de la distribución espacial de las tendencias de largo plazo en la media de las series analizadas por Mesa et al. (1997). Construyeron mapas con la distribución espacial de tendencias en las variables punto de rocío, presión de vapor, humedad relativa, evaporación, caudal, lluvia y temperatura mínima y media.

En este capítulo se analizan tendencias de largo plazo en series mensuales de caudal, precipitación y temperatura media, con el fin de identificar posibles cambios en el comportamiento de estas variables. Se analiza la distribución espacial de las tendencias encontradas y la relación de la magnitud de la tendencia con la elevación de cada estación.

3.1. DATOS

La información utilizada en este trabajo proviene de la base de datos del Posgrado en Aprovechamiento-Recursos Hidráulicos y está compuesta por 359 series de caudales medios mensuales, 1126 series de precipitación mensual y 133 series temperatura media mensual.

Las estaciones están ubicadas mayoritariamente sobre la cordillera de Los Andes, donde se concentra la mayor parte de la población del país y donde se han establecido y desarrollado los grandes centros urbanos. Las regiones de la Amazonía y la Orinoquía presentan una cobertura espacial mucho más pobre en contraste con el resto del país. La **¡Error! No se encuentra el origen de la referencia.** presenta tres mapas con la ubicación de las estaciones de caudal, precipitación y temperatura estudiadas en esta investigación.

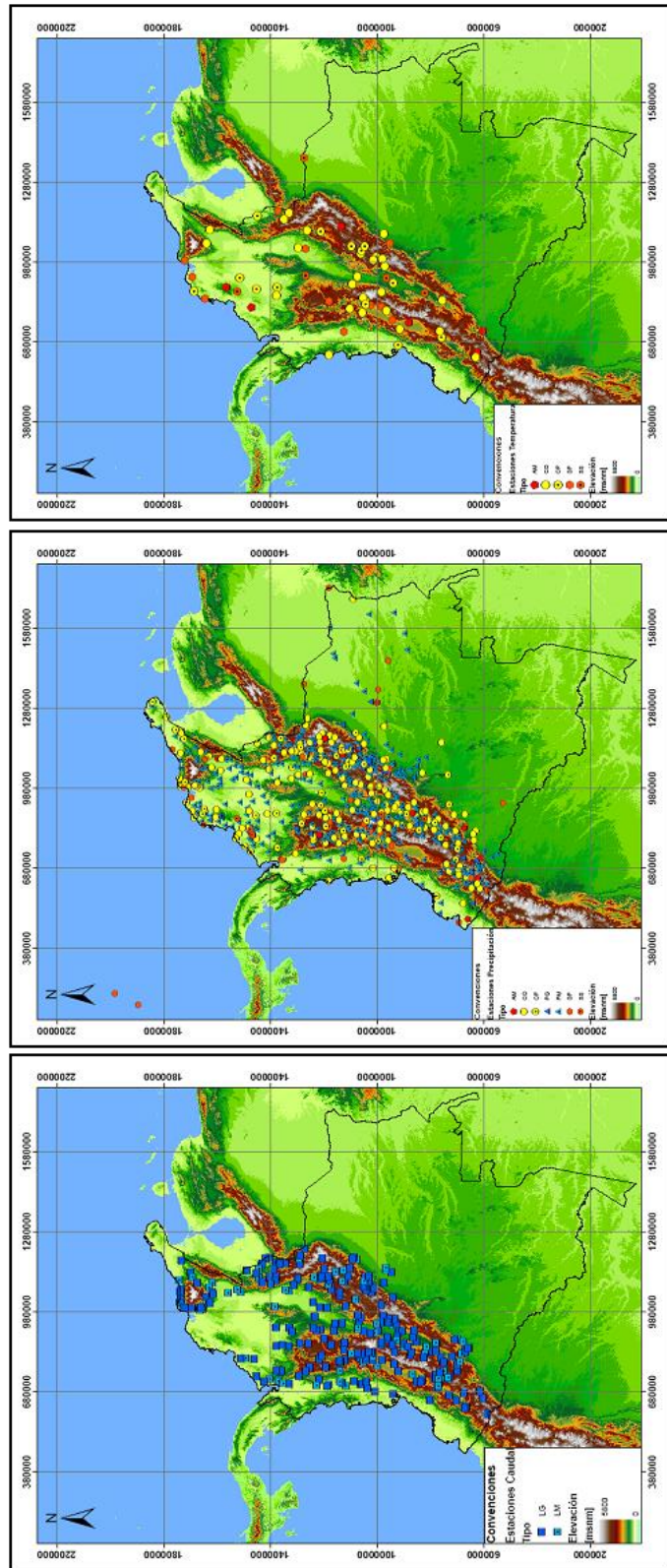


Figura 1. Ubicación de las estaciones de medición de caudales medios (izquierda), precipitación (centro) y temperaturas medias (derecha).

3.1. METODOLOGÍA

Inicialmente se seleccionaron las series a analizar a partir de dos criterios: Periodo de registro >25 años y porcentaje de faltantes <10%. Una vez filtrada la base de datos se obtuvieron las series estandarizadas para cada una de las estaciones a nivel mensual.

Para el análisis de tendencias de largo plazo, se implementaron 5 pruebas estadísticas sobre las series mensuales de precipitación, caudal y temperatura, y sobre sus correspondientes series estandarizadas. Estas pruebas son: T de Sen, Van Belle & Hughes, rho de Spearman, Mann Kendall y Mann Kendall para datos autocorrelacionados. Adicionalmente se implementó “El estimador de pendiente de Sen” para el cálculo de la magnitud de la tendencia.

A continuación se presenta una breve descripción de las pruebas estadísticas utilizadas en el análisis de tendencias.

3.1.1. Prueba T de Sen

La prueba T de Sen es una prueba de rango alineado que sugiere remover el ciclo estacional de la serie mediante la substracción a cada dato de la media mensual promediada en los años y la posterior asignación de rangos a cada diferencia. Con esta información se calcula el estadístico T como se presenta a continuación (Sen, 1968; Farrell, 1980; Van Belle & Hughes, 1984; Kahya & Kalay, 2004)

$$T = \left(\frac{12m^2}{n(n+1) \sum \sum (R_{ij} - R_j)^2} \right)^{1/2} * \left(\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \left(R_i - \frac{nm+1}{2} \right) \right)$$

Donde:

n Años de periodo de registro.

m Número de meses o estaciones a evaluar.

R_{ij} Rango de cada dato donde con $i=1, \dots, n$, y $j=1, \dots, m$.

R_j Promedio de los rangos sobre los años

R_i Promedio de los rangos sobre los meses

Se rechaza la hipótesis de no tendencia si el $|T|$ excede un percentil especificado de la distribución normal.

3.1.2. Prueba Van Belle & Hughes

Van Belle y Hughes (1984) consideraron la importancia en la evaluación de la heterogeneidad de tendencia entre meses o estaciones, demostrando que el resultado de una prueba de tendencia puede inducir a conclusiones ambiguas cuando este factor no es tomado en cuenta. A continuación se presenta el estadístico de prueba (Van Belle & Hughes, 1984; Kahya & Kalay, 2004).

$$\chi_{\text{homogeneo}}^2 = \chi_{\text{total}}^2 - \chi_{\text{tendencia}}^2 = \sum_{i=1}^m (Z_i)^2 - m(\bar{Z})^2$$

Donde

$$Z_i = \frac{S_i}{\sqrt{V(S_i)}} \text{ y } \bar{Z} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Z_i$$

m estaciones evaluadas (12 meses)

S_i y $V(S_i)$ Obtenidos de la prueba de Mann Kendall

Si $\chi_{\text{homogeneo}}^2$ excede el nivel crítico de α para la distribución chi-cuadrado con $m-1$ grados de libertad, la hipótesis nula de tendencia homogénea estacional debe ser rechazada.

Si $\chi_{\text{homogeneo}}^2$ no excede el nivel crítico de α , se calcula $\chi_{\text{tendencia}}^2$ para la distribución chi-cuadrado con 1 grado de libertad. Si $\chi_{\text{tendencia}}^2$ no excede el nivel crítico de α , no hay tendencia lineal. Si $\chi_{\text{tendencia}}^2$ excede el nivel crítico de α , hay tendencia lineal.

3.1.3. Prueba rho de Spearman

La prueba rho de Spearman es una prueba de rango no paramétrica que determina la existencia de correlación entre pares de datos consecutivos en una serie de tiempo. El estadístico de prueba se define como sigue (Sneyers, 1990; Yue et al., 2002; Kahya y Kalay, 2004)

$$D = \frac{6 \sum_{i=1}^n [R(X_i) - i]^2}{n(n^2 - 1)}$$

Donde

n Tamaño de la muestra

$R(X_i)$ i -ésimo rango de la observación X_i

Para tamaños de muestra grandes, el estadístico D distribuye aproximadamente normal con media cero y varianza:

$$V(D) = \frac{1}{n-1}$$

Finalmente se calcula un estadístico Z estandarizado:

$$Z_{SR} = \frac{D}{\sqrt{V(D)}}$$

Se rechaza la hipótesis de no tendencia si el $|Z_{SR}|$ excede un percentil especificado de la distribución normal.

3.1.4. Prueba de Mann Kendall

La prueba de Mann Kendall se basa en el cálculo del estadístico S definido como sigue (Van Belle & Hughes, 1984, Yue et al., 2002; Kahya y Kalay, 2004).

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i)$$

$$\text{Si } (x_j - x_i) > 0 \quad \text{sgn}(x_j - x_i) = 1$$

$$\text{Si } (x_j - x_i) = 0 \quad \text{sgn}(x_j - x_i) = 0$$

$$\text{Si } (x_j - x_i) < 0 \quad \text{sgn}(x_j - x_i) = -1$$

Donde

n Tamaño de la muestra

x_j y x_i Son datos secuenciales

Para tamaños de muestra grandes, el estadístico S distribuye aproximadamente normal con media cero y varianza:

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_t t(t-1)(2t+5)}{18}$$

Donde:

\sum_t indica que el término $t(t-1)(2t+5)$ es evaluado para los t grupos de lazos existentes en la serie.

Finalmente se calcula un estadístico Z estandarizado:

$$\text{Si } S > 0 \quad Z_{MK} = \frac{S-1}{\sqrt{V(S)}}$$

$$\text{Si } S=0 \quad Z_{MK} = 0$$

$$\text{Si } S < 0 \quad Z_{MK} = \frac{S+1}{\sqrt{V(S)}}$$

Se rechaza la hipótesis de no tendencia si el $|Z_{MK}|$ excede un percentil especificado de la distribución normal.

3.1.5. Prueba Mann Kendall para datos autocorrelacionados

La hipótesis nula de la prueba de Mann Kendall afirma que los datos de una serie de tiempo son independientes e idénticamente distribuidos. Sin embargo bajo la existencia de una autocorrelación positiva en los datos, incrementa la posibilidad de detectar tendencias cuando realmente no existen y viceversa. Por este motivo Hamed y Ramachandra (1998) proponen una nueva metodología para el cálculo de la varianza de Mann Kendall para datos autocorrelacionados.

$$V^*(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} * \frac{n}{n_s^*}$$

Donde

$$\frac{n}{n_s^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} * \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2) \rho_s(i)$$

Donde

n Tamaño de la muestra.

$\rho_s(i)$ Función de autocorrelación de los rangos de las observaciones.

3.1.6. Estimador de pendiente de Sen

El estimador de pendiente de Sen es un procedimiento no paramétrico que estima cambios por unidad de tiempo en una serie cuando existe en ella tendencia lineal. Para N pares de datos, la pendiente de Sen se estima como sigue (Sen, 1968b; Kahya y Kalay, 2004).

$$Q_i = \frac{x_j - x_k}{j - k}$$

Donde

$i=1,\dots,N$.

x_j y x_k Son datos en los tiempos j y k ($j>k$), respectivamente.

La mediana de los N valores de Q_i es el estimador de pendiente de Sen.

3.2. RESULTADOS

Del total de series de caudal, precipitación y temperatura disponibles en la base de datos, se seleccionaron con periodo de registro superior a 25 años y porcentaje de faltantes inferiores al 10%. De las 359 estaciones de caudales medios 253 pasaron este filtro, de las 1126 estaciones de precipitación quedaron 715, y de las 133 de temperatura media, 63.

En forma global, los resultados obtenidos son los que se resumen en la Tabla 2. Los resultados desglosados y completos de las pruebas estadísticas aplicadas a todas estas series se reportan en las tablas del anexo A. que se adjunta digitalmente debido a su gran número de páginas.

Tabla 2. Cantidad de series de caudales medios, precipitación y temperaturas medias mensuales en las que se detectó tendencia creciente (\nearrow), decreciente (\searrow) o no se detectó tendencia (\rightarrow).

Series	Tendencia		
	\nearrow	\searrow	\rightarrow
Caudal	43	82	128
Caudal estandarizado	47	107	99
Precipitación	97	72	546
Precipitación estandarizada	125	115	475
Temperatura	29	23	11
Temperatura estandarizada	32	22	9

Con el fin de analizar la distribución espacial de los resultados se construyeron los mapas que se presentan en las figuras 2 a 7. En estos, los círculos rojos indican tendencia creciente y los azules decreciente. El diámetro de cada círculo es proporcional a la magnitud de la tendencia detectada en la serie correspondiente. En caso de no haberse detectado una tendencia significativa, se señaló el lugar con una X.

Por otra parte, y con el fin de hacer un diagnóstico de la variabilidad de las tendencias con respecto a la elevación sobre el nivel del mar, se hicieron las gráficas que se muestran en las figuras 8 a 13.

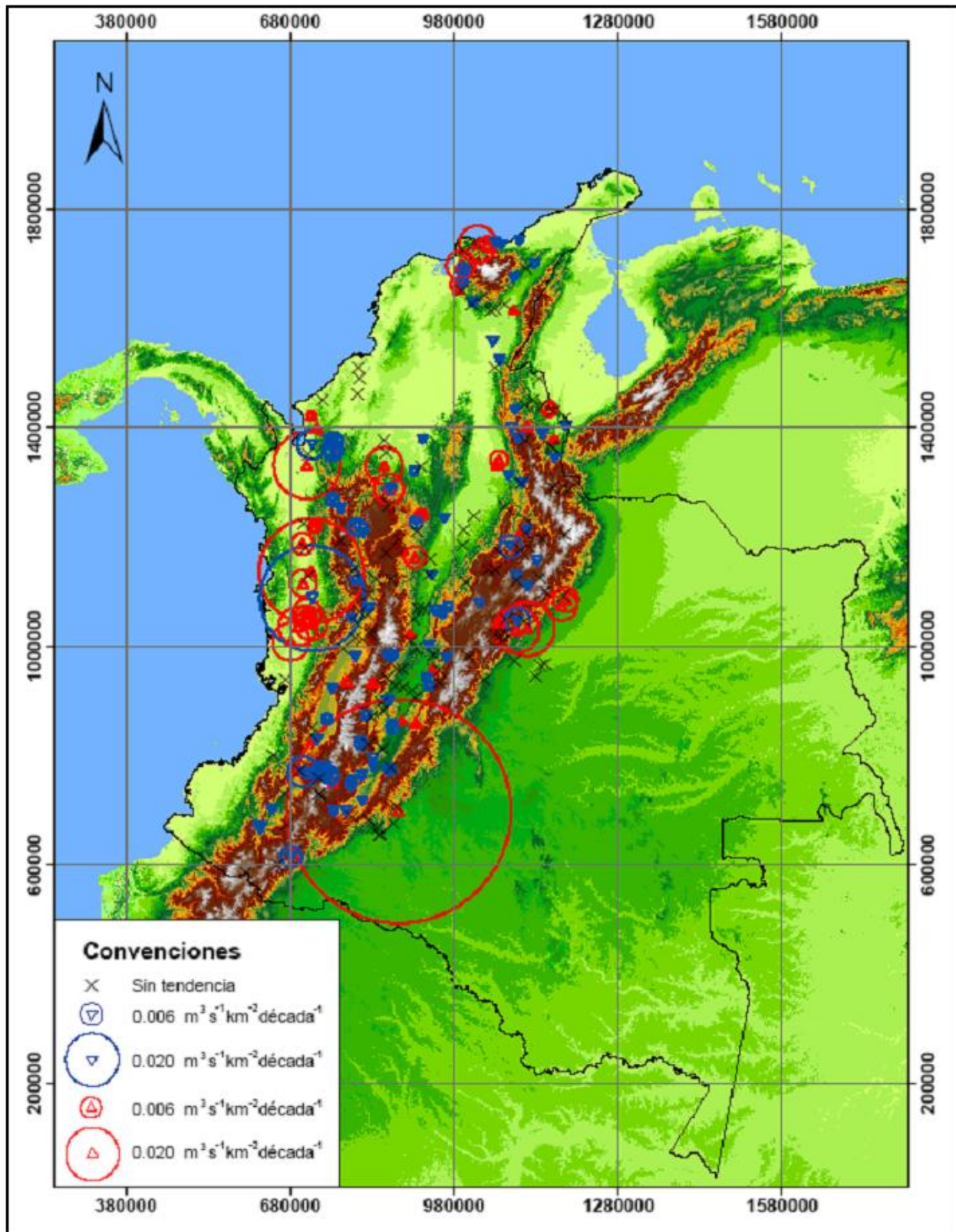


Figura 2. Magnitud de las tendencias detectadas en series de caudales medios mensuales.

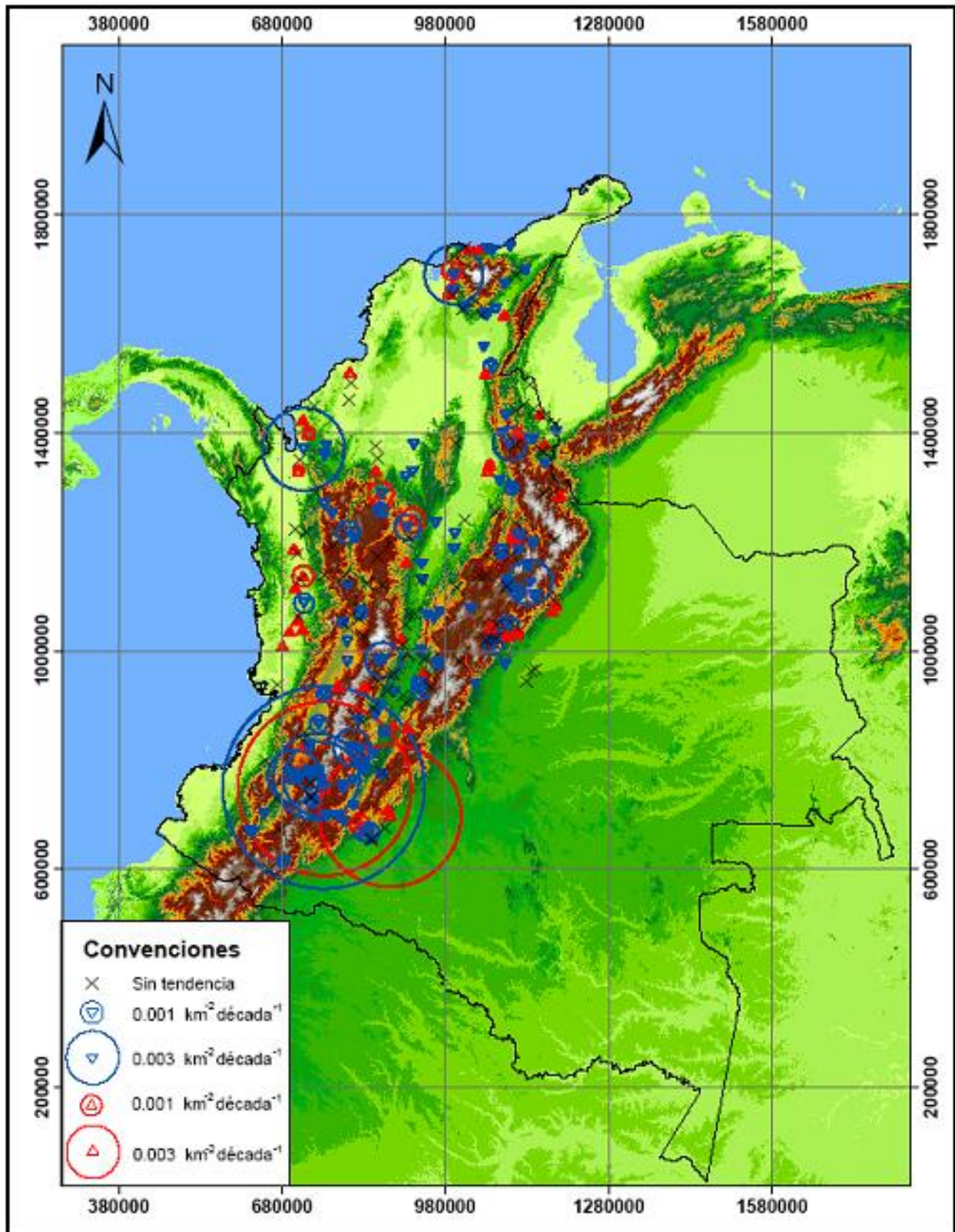


Figura 3. Magnitud de tendencias en series estandarizadas de caudales medios mensuales.

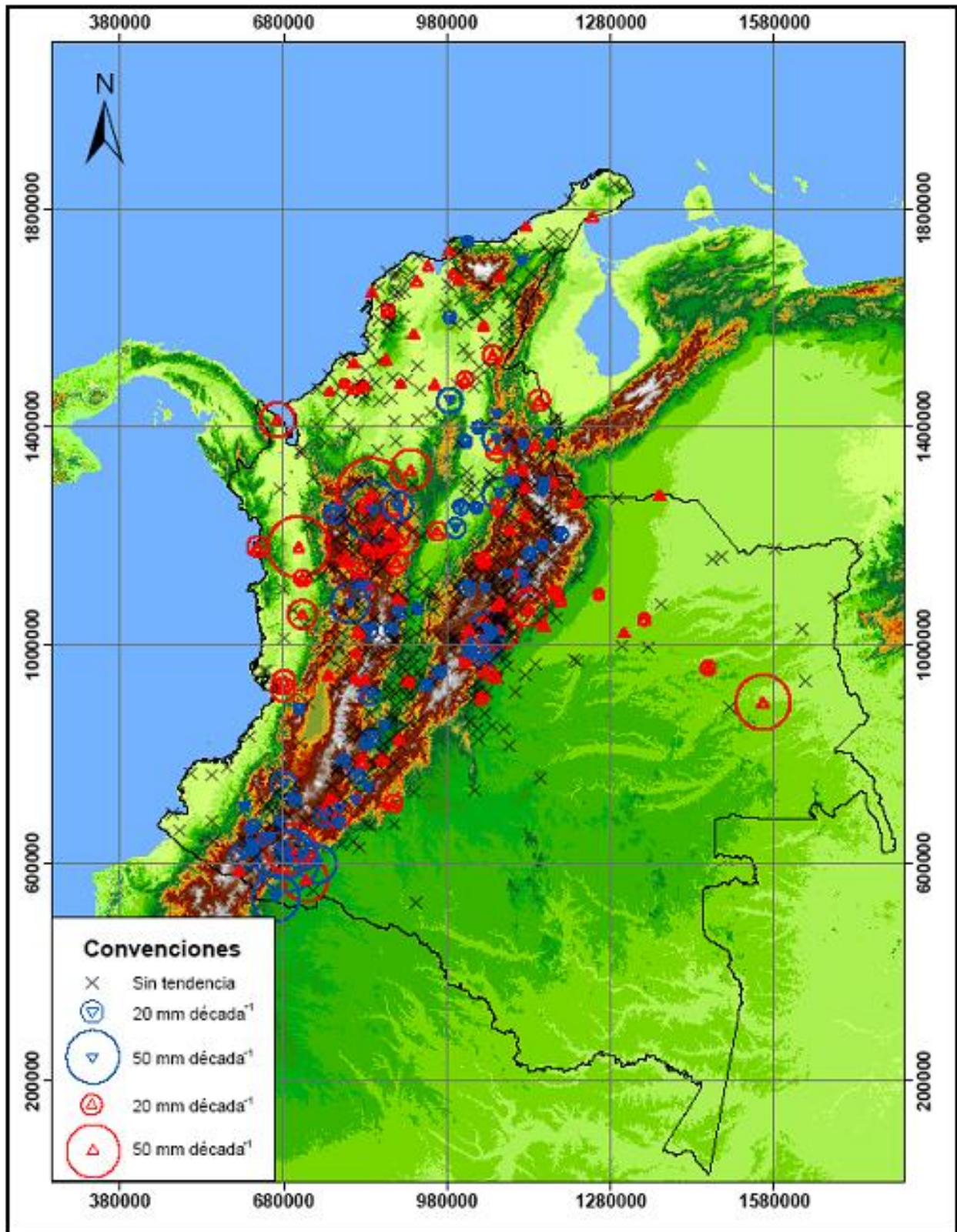


Figura 4. Magnitud de las tendencias detectadas en series de precipitación mensual.

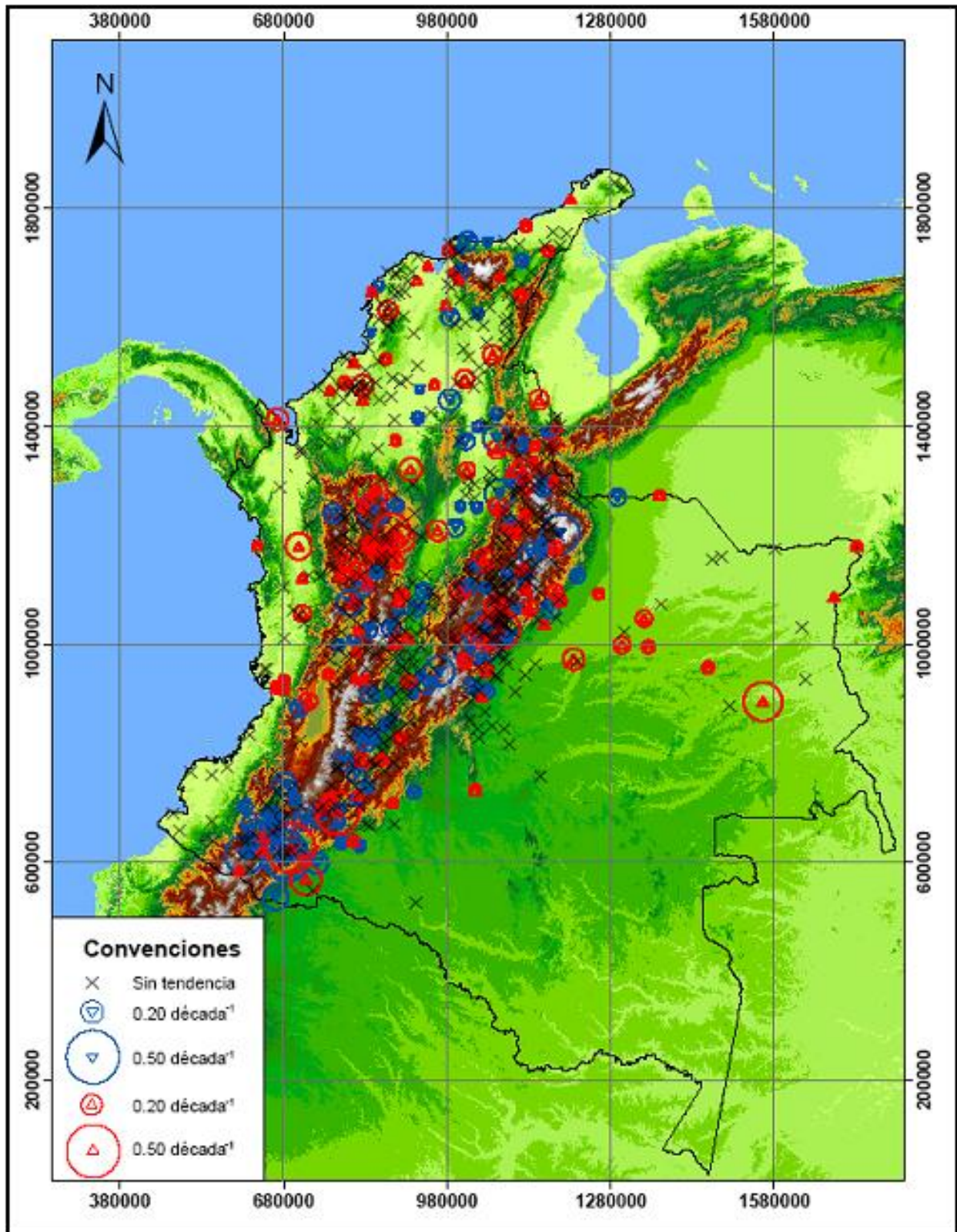


Figura 5. Magnitud de tendencias detectadas en series estandarizadas de precipitación.

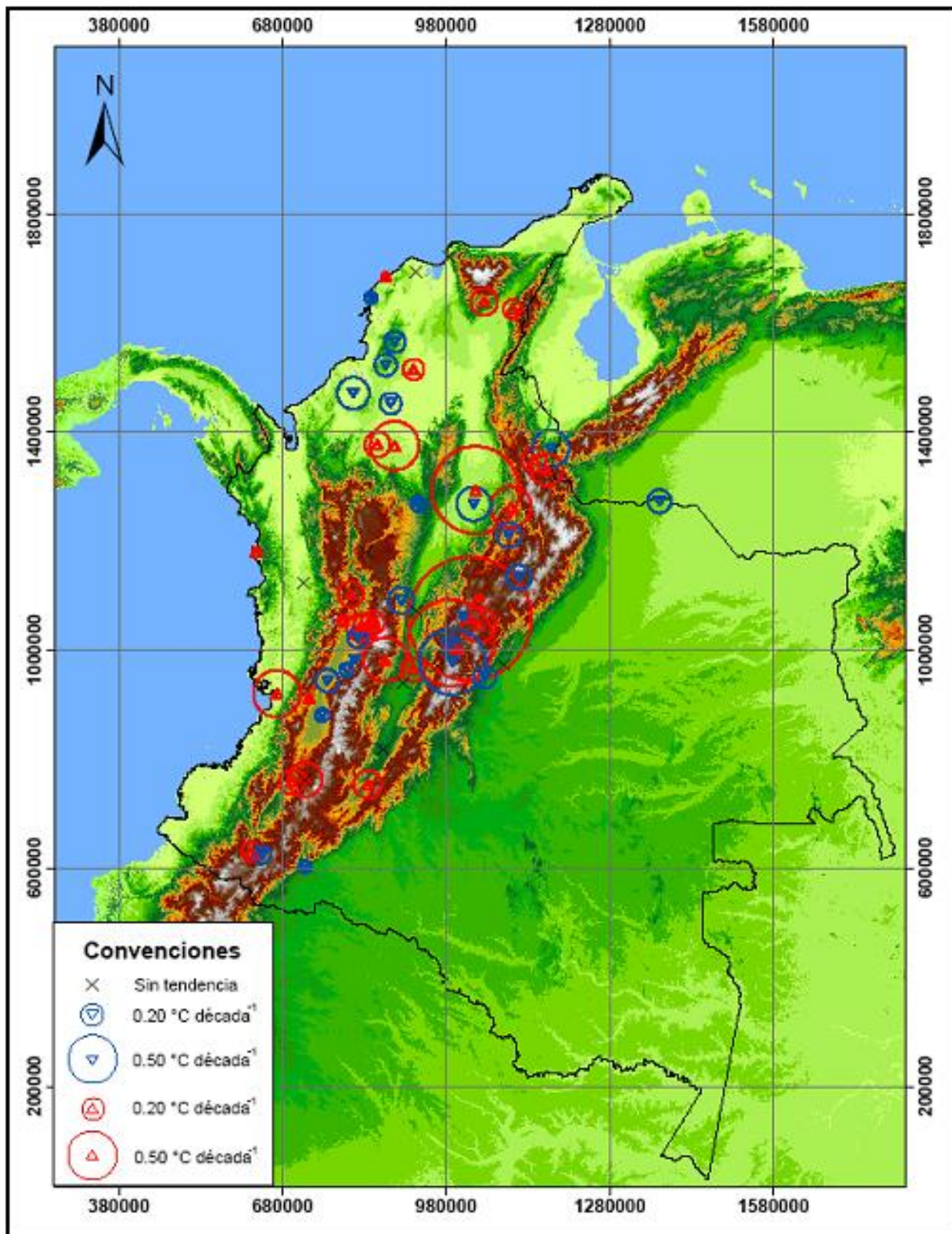


Figura 6. Magnitud de tendencias detectadas en series de temperaturas medias mensuales.

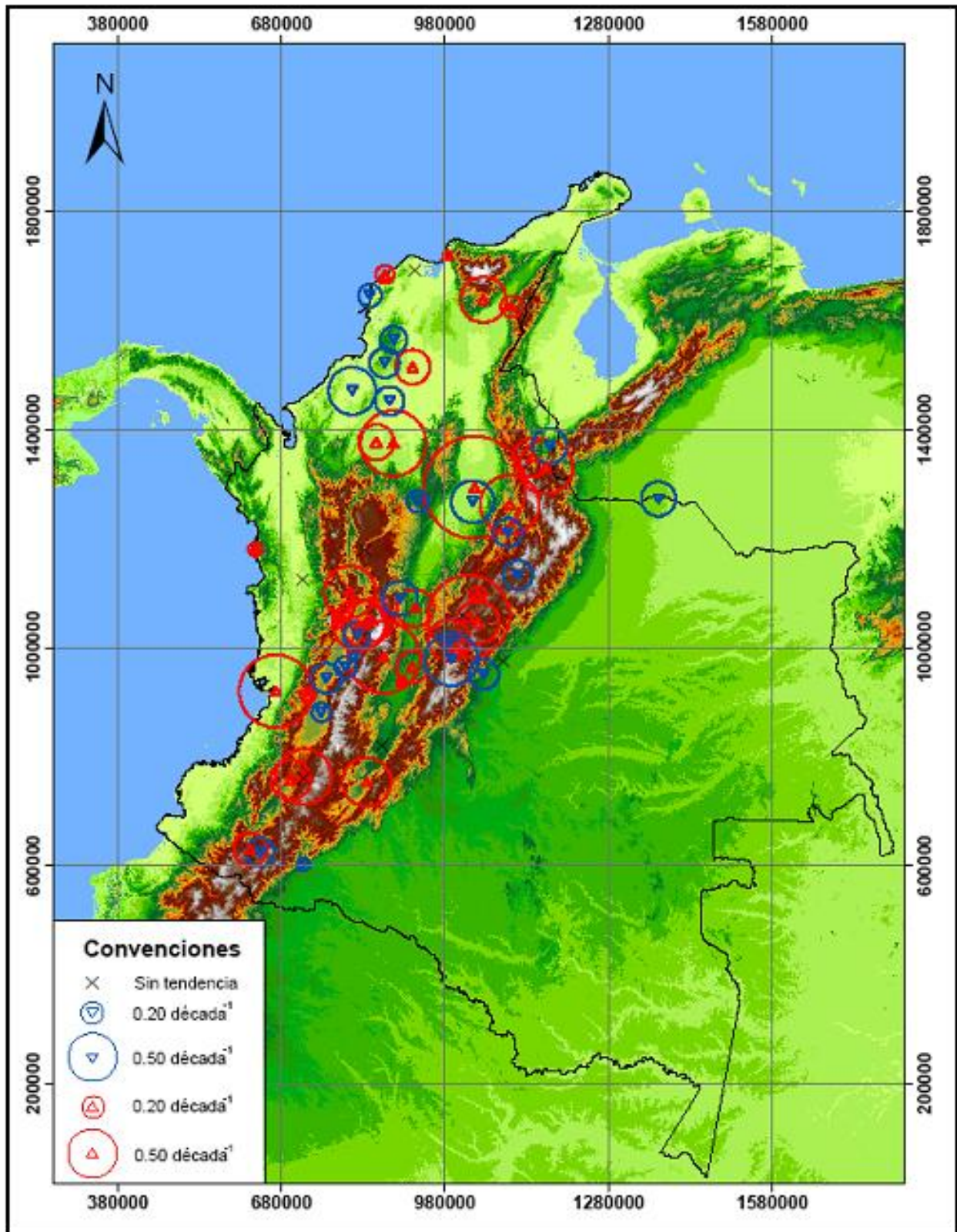


Figura 7. Magnitud de tendencias en series estandarizadas de temperatura.

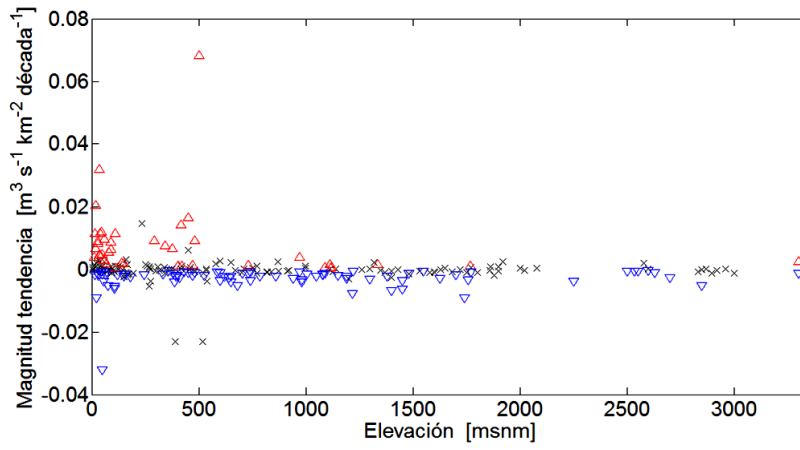


Figura 8. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para las series de caudal.

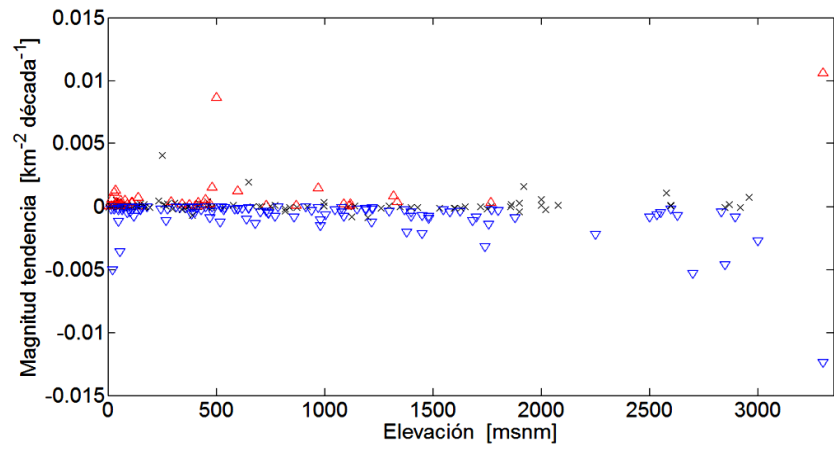


Figura 9. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para las series estandarizadas de caudal.

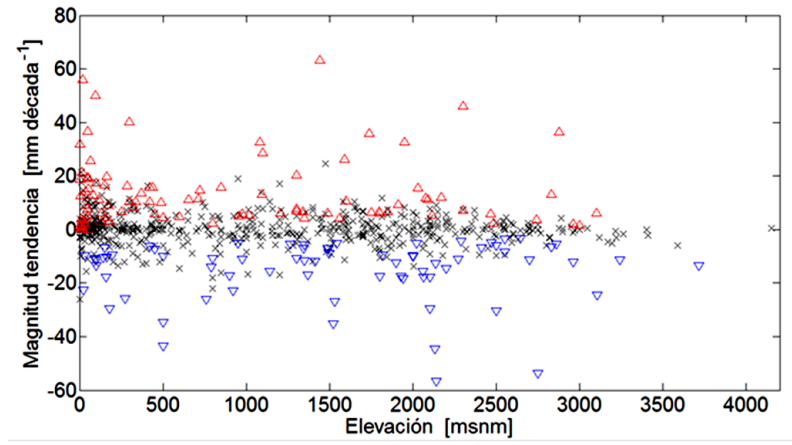


Figura 10. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para las series de precipitación.

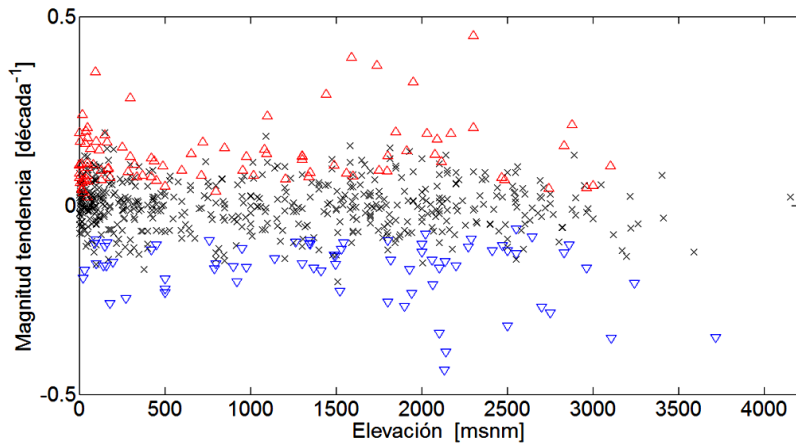


Figura 11. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para las series estandarizadas de precipitación.

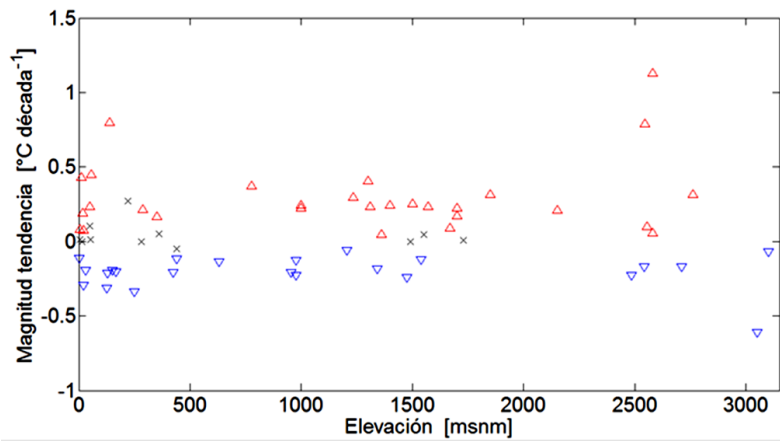


Figura 12. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para las series de temperatura.

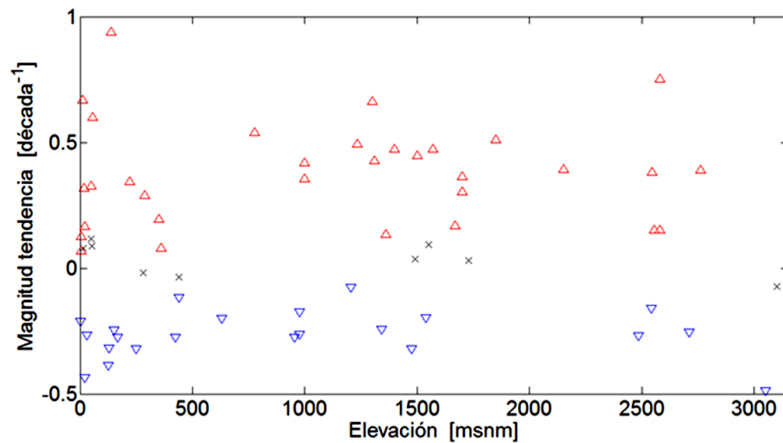


Figura 13. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para las series estandarizadas de temperatura.

3.3. CONCLUSIONES

La mayor parte de las series de precipitación no presenta tendencia, y las que si lo hacen están distribuidas más o menos uniformemente en el centro y noroeste de Colombia, así como en todo el rango de elevación sobre el nivel del mar. De un total de 715 estaciones de las cuales 546 no presentan tendencias significativa, 97 estaciones presentan tendencia crecente con magnitudes máximas de 67.27 mm/década y 72 estaciones presentan tendencia decreciente con magnitudes máximas de 56.6 mm/década. Para las series mensuales estandarizadas de precipitación, 475 estaciones no presentan tendencias significativas, 125 estaciones presentan tendencias crecientes y 115 estaciones presentan tendencias decrecientes. La conclusión general para esta variable es que no presenta un patrón claro de cambio climático, lo cual es coherente con lo reportado por Mesa et al. (1997).

De la variable caudal medio se analizaron 253 estaciones de las cuales 128 no muestran tendencias significativas, 43 estaciones presentan tendencia creciente con magnitudes máximas de $0.068 \text{ m}^3/\text{s}/\text{km}^2/\text{década}$ y 82 estaciones presentan tendencia decreciente con magnitudes máximas de $0.03 \text{ m}^3/\text{s}/\text{km}^2/\text{década}$. Para las series mensuales estandarizadas de caudal 99 no presentan tendencia, 47 presentan tendencias crecientes y 107 presentan tendencias decrecientes. Las tendencias positivas en los caudales medios están concentradas hacia las zonas bajas, donde además de ser más numerosas, presentan magnitudes mayores. En la cuenca del Atrato se ubican numerosas estaciones con tendencias fuertemente crecientes en los caudales medios. Las series de precipitación en esta cuenca también muestran señales de aumento. Ambas señales son coherentes hidrológicamente.

De las 63 series de temperatura media, 11 no presentan tendencia significativa, 29 series presentan tendencias crecientes con magnitudes máximas de $1.13 \text{ }^\circ\text{C}/\text{década}$ y 23 series presentan tendencia negativa con magnitudes máximas de $0.61 \text{ }^\circ\text{C}/\text{década}$. Para las series mensuales estandarizadas de temperatura 9 series rechazan tendencia, 32 series presentan tendencias decrecientes y 22 series presentan tendencias decrecientes. Aunque el número de estaciones que presentan tendencia creciente y decreciente es similar, se nota una clara diferencia en las magnitudes máximas de las mismas. La conclusión general apunta al incremento en temperaturas medias, lo cual es coherente con lo reportado por Mesa et al. (1997) y Ochoa y Poveda (2004).

En general en las variables analizadas no se presenta un patrón claro en la relación de la magnitud de la tendencia con la elevación de la estación sobre el nivel del mar, excepto posiblemente en los caudales medios donde las tendencias positivas tienden a concentrarse en las regiones más bajas.

3.4. REFERENCIAS

- Farrell, R. 1980. Methods for classifying changes in environmental conditions, Tech. Rep. VRF-EPA7.4-FR80-1, Vector Res. Inc., Ann Arbor, Mich., 1980.
- Hamed, K.H., A. Ramachandra-Rao. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*, 204(1-4), 182-196, doi:10.1016/S0022-1694(97)00125-X.
- Kahya, E., S. Kalayci. 2004. Trend analysis of streamflow in Turkey. *Journal of Hydrology*, 289(1-4), 128-144, doi:10.1016/j.jhydrol.2003.11.006.
- Mesa, O., G. Poveda, L.F. Carvajal. 1997. *Introducción al Clima de Colombia*, Universidad Nacional de Colombia, Medellín.
- Mesa, O.J. 2007. *¿Adónde va a caer este globo?* Universidad Nacional de Colombia, sede Medellín.
- Ochoa, A., G. Poveda. 2004. Diagnostics of Spatial Distribution of Climate Change Signals in Colombia. *Geophysical Research Abstracts*, 6, 05023.
- Pérez, C.A., G. Poveda, O.J. Mesa, L.F. Carvajal, A. Ochoa. 1998. Evidencias de cambio climático en Colombia: tendencias y cambios de fase y amplitud de los ciclos anual y semianual. *Bulletin de l'Institut français d'études andines*, Tome 27, n° 3: Variations climatiques et ressources en eau en Amérique du Sud: Importance et conséquences des événements El Niño. Lima. pp. 537-546.
- Poveda, G., C. Rave, R. Mantilla. 2001. Tendencias en la distribución de probabilidades de lluvias y caudales en Antioquia. *Meteorología Colombiana*, No. 3, 53-60.
- Poveda, G. 2004. La hidroclimatología de Colombia: una síntesis desde la escala inter-decadal hasta la escala diaria. *Revista de la Academia Colombiana de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales*, Vol., XXVIII, No. 107.
- Sen, P.K. 1968. On a class of aligned rank order tests in two-way layouts. *The Annals of Mathematical Statistics*, 39(4), 1115-1124.
- Sen, P.K. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *American Statistical Association Journal*, 63(324), 1379-1389.
- Sneyers, R. 1990. On the statistical analysis of series of observations. World Meteorological Organization, Technical note No. 143, WMO No. 415.
- Van Belle, G., J.P. Hughes. 1984. Nonparametric tests for trend in water quality. *Water Resources Research*, 20(1), 127-136.
- Yue, S., P. Pilon, G. Cavadias. 2002. Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. *Journal of Hydrology*, 259(1-4), 254-271, doi:10.1016/S0022-1694(01)00594-7.

4. Tendencias de largo plazo en series mensuales de precipitación en Antioquia

Antioquia tiene un relieve caracterizado por altos gradientes topográficos, los cuales influyen fuertemente en la variabilidad espacial del clima en la región. La temperatura varía claramente con la elevación sobre el nivel del mar, las montañas modifican el curso de los vientos y potencian la formación de nubes por ascenso orográfico, ejerciendo por lo tanto un control en la distribución de humedad del aire y la precipitación. En este capítulo se hace un diagnóstico estadístico de las tendencias de largo plazo en la precipitación en Antioquia. Se estudian tres variables relacionadas con la precipitación: la lámina de lluvia, el número de días lluviosos y el cociente entre estas dos variables. El análisis de la cantidad de días con lluvia no es común en la bibliografía. De hecho se encontraron pocas referencias relacionadas con esta variable, entre ellas Gallego et al. (2011), que en un estudio en el que analizaron las series de lluvias sobre la península ibérica durante el período 1903-2003 encontraron que en la mayor parte de los sitios el número de días con lluvia ha aumentado, excepto en la zona oeste de Portugal y el golfo de Cádiz, donde han decrecido. Kumar y Jain (2010), en su estudio sobre las tendencias de la precipitación en la India, encontraron señales mezcladas de aumento y disminución del número de días de lluvia, tanto a escala anual como estacional. Ventura et al. (2002) encontraron reducciones de hasta el 20% en el número de días de lluvia en Bologna (Italia).

4.1. DATOS

El Anuario Estadístico de Antioquia (AEA) recopila y publica anualmente información estadística de muchas variables del departamento, entre ellas registros de precipitación y número de días con lluvia a nivel mensual en varios de los municipios de Antioquia, e información de variables meteorológicas en dos estaciones en Medellín: Miguel de Aguinaga y Aeropuerto Olaya Herrera. Dicha información se presenta únicamente en papel desde el año 1937 a 1994 y en formato digital desde 1997 a 2008. Para poder analizar esta información fue necesario escanear la información documentada en papel en la biblioteca Efe Gómez y posteriormente digitalizar la información de las estaciones de interés. En total, se digitalizó información de lámina de lluvia y número de días con lluvia de 62 estaciones en 55 municipios de Antioquia. Con esta información se obtuvo una variable adicional que corresponde a la relación entre lámina de lluvia y número de días con lluvia.

La Tabla 3 presenta información del municipio, nombre, tipo de estación y periodo de registro para cada estación analizada del AEA. La información de cada estación se encuentra subdividida por zonas, tal como se presenta en el anuario.

Tabla 3. Información del las estaciones analizadas del Anuario Estadístico de Antioquia.

Municipio	Estación	Tipo	Altitud	Periodo
Valle de Aburrá				
Barbosa	Barbosa	PM	1290	1938-2008
Envigado	Ayurá	PM	1750	1938-1981
Girardota	Girardota	PM	1350	1938-2008
Medellín	Miguel de Aguinaga	SP	1490	1967-2008
Medellín	Aeropuerto Olaya Herrera	PM	1549	1954-1993
Medellín	San Antonio de Prado	PM	2000	1976-2008
Medellín	Mazo	PG	2455	1976-2001
Medellín	San Cristobal	PM	1890	1978-2008
Medellín	Chorrillos	LG	2352	1978-1981
Medellín	Villa Hermosa	PM	1690	1979-2008
Bajo Cauca				
Caceres	Caceres	PM	95	1938-1993
Caucasia	Caucasia	PM	70	1942-1992
Magdalena Medio				
Caracolí	Caracolí	PG	0600	1969-2002
Puerto Berrio	La Sierra-Nare	PM	125	1938-1992
Nordeste				
Amalfi	Amalfi	CP	1500	1938-1994
Remedios	la cruzada	PM	650	1938-1992
Sabanalarga	Sabanalarga		1000	1940-1992
San Roque	San Roque	PM	1440	1938-2008
Santo Domingo	Santo Domingo	PG	1950	1938-2008
Norte				
Angostura	Angostura	PM	1675	1938-1979
Belmira	Belmira	PM	2540	1938-2008
Campamento	Nuevo Campamento	PG	1750	1938-1989
Don Matías	Donmatías	PM	2200	1938-1997
Entrerrios	San Isidro	PM	2320	1938-1992
Gomez Plata	Gómez Plata	PM	1823,86	1938-2008
Ituango	La Granja	PM	1000	1938-1993
San Andrés de	San Andrés	PM	1600	1938-1993
Toledo	Matanzas	CO	0500	1938-1993
Valdivia	Puerto Valdivia Alertas	PG	0150	1938-2007
Yarumal	Yarumal	PM	2400	1938-2008
Occidente				
Abriaquí	Abriaquí	PG	1920	1938-2004
Anzá	Anzá	PM	0620	1938-1993
Frontino	Fuemia	PM	905	1938-1993
Giraldo	Giraldo	PM	2100	1938-2004
Heliconia	El CHuscal	PM	2100	1938-1992
Liborina	La Placita	PM	1250	1938-1993

Municipio	Estación	Tipo	Altitud	Periodo
Oriente				
Abejorral	El Buey	PG	2110	1938-2001
Aleandría	Santa Rita	CL	1922	1938-2008
Carmen de	El Carmen	PM	2180	1938-2008
Cocorná	Cocorná	PM	1249	1938-2008
Concepción	Concepción	PM	1850	1938-2008
El Retiro	El Retiro	PM	2190	1938-2008
El Santuario	El Santuario	PM	2187	1938-2005
Guatapé	Guatapé	PM	1900	1938-2008
La Unión	La Unión	PM	2450	1938-2008
Marinilla	Marinilla	PM	2100	1938-1993
Peñol	El Peñol	CL	1929	1938-2008
Rionegro	Vasconia	PM	2510	1938-2008
Rionegro	Macarena	PM	2131,1	1976-2008
San Carlos	PSN-4 Samaná Cañafisto	LG	220	1938-2008
San Luis	San Luis	PM	1080	1938-2008
San Rafael	RN-31 El Bizcocho	LG	1075	1938-2008
San Vicente	Corrientes	PM	1980	1938-2008
Sonson	Sonsón	PG	2530	1938-1993
Suroeste				
Andes	Ita. Andes	CO	1250	1938-2007
Betania	Las Guacas	PM	1580	1938-1993
Betulia	Altamira	PM	1800	1938-1993
Caramanta	Caramanta	PM	2100	1938-1993
Fredonia	Fredonia	PM	1800	1938-2008
Urrao	Mandé	PG	0495	1938-2008
Urabá				
Apartadó	Apartadó	LG	0030	1979-2008
Turbo	Prado Mar	PM	0010	1938-1992

En la Figura 14 las líneas representan los periodos en los que las estaciones reportadas en el Anuario Estadístico de Antioquia registraron información. De las 65 estaciones de precipitación y número de días con lluvia, se consideraron en el análisis 45 estaciones, luego de filtrar la información base de acuerdo al periodo de registro (mayor a 25 años) y al porcentaje de datos faltantes (inferior al 10%). Figura 15 presenta la ubicación de dichas estaciones, georreferenciadas en el sistema Colombia Bogotá.

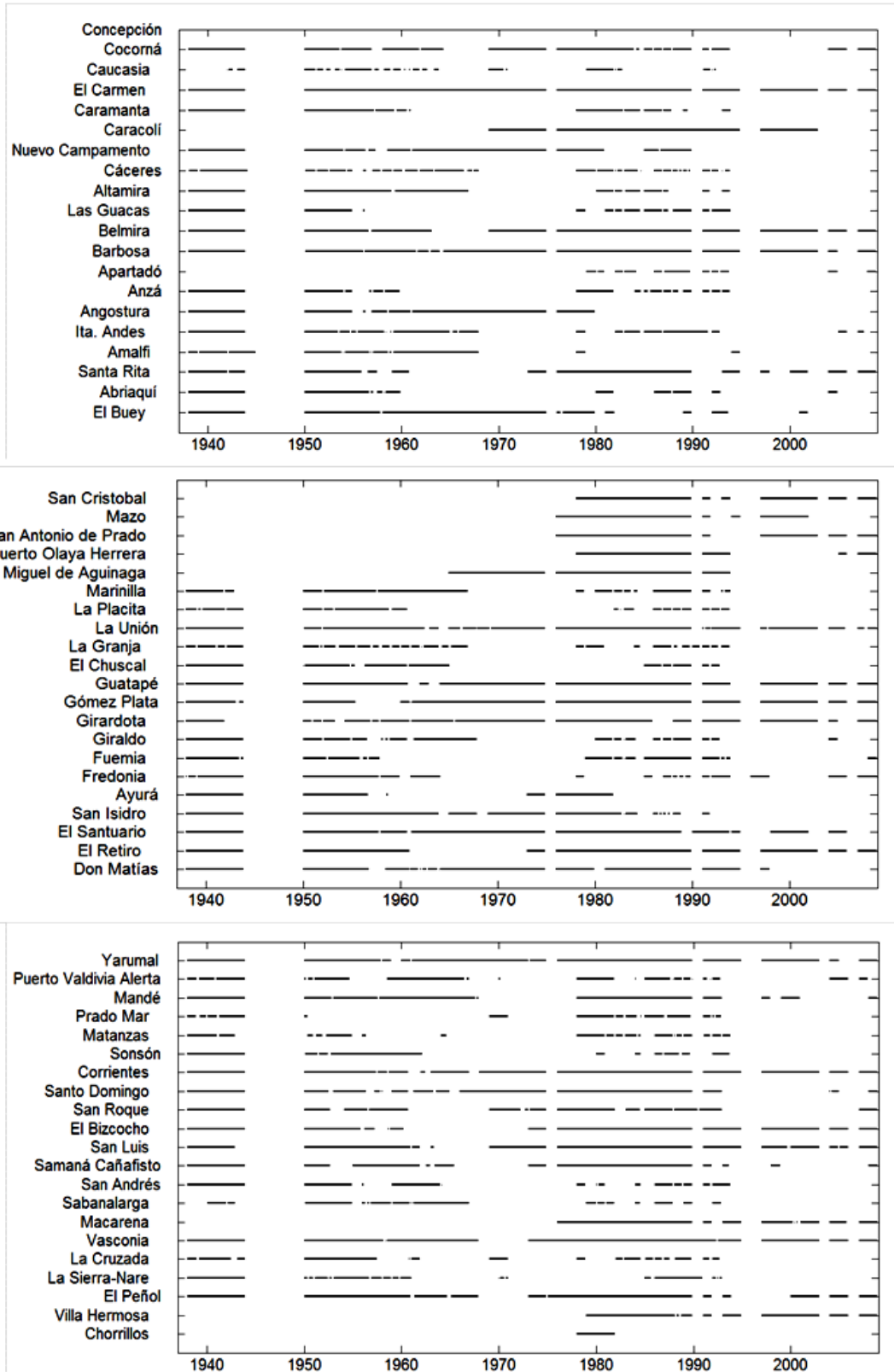


Figura 14. Las líneas representan los periodos en los que las estaciones reportadas en el Anuario Estadístico de Antioquia registraron información.

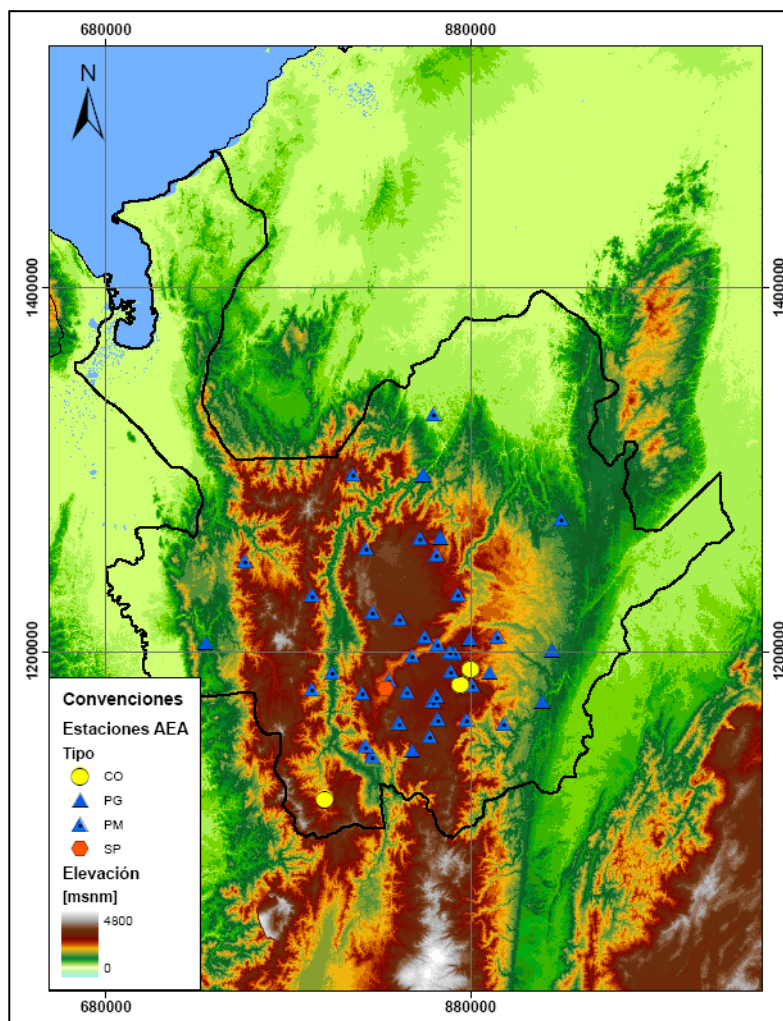


Figura 15. Ubicación de las estaciones del Anuario Estadístico de Antioquia.

4.2. RESULTADOS

A las series seleccionadas por su calidad se les realizó el análisis de tendencias de largo plazo mediante la aplicación de las pruebas estadísticas detalladas en la sección 3.1. Regionalmente la distribución de las tendencias crecientes, decrecientes y no significativas es la que muestra la Tabla 4. Los resultados detallados de las tendencias encontradas se reportan en tablas presentadas en el anexo A (digital) del presente trabajo dado el alto volumen de información.

La distribución espacial de las tendencias detectadas en las series de tiempo se visualiza mediante mapas de las figuras 16, 18, , 22, 24 y 26. Los círculos rojos indican tendencia creciente y los azules decreciente. El diámetro de cada círculo indica la magnitud de la tendencia detectada. Además se hicieron gráficas de la magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar, para cada una de las estaciones evaluadas (Figuras 17, 19, 21, 23, 25 y 27).

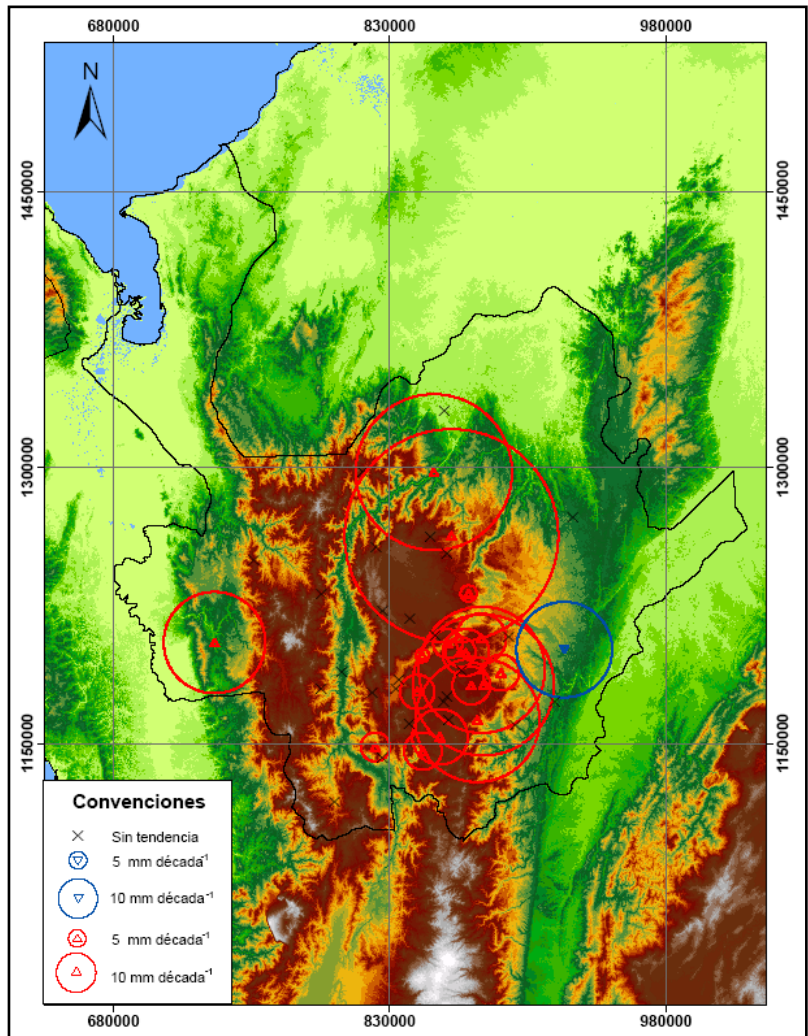


Figura 16. Magnitud de las tendencias detectadas en las series de precipitación media mensual.

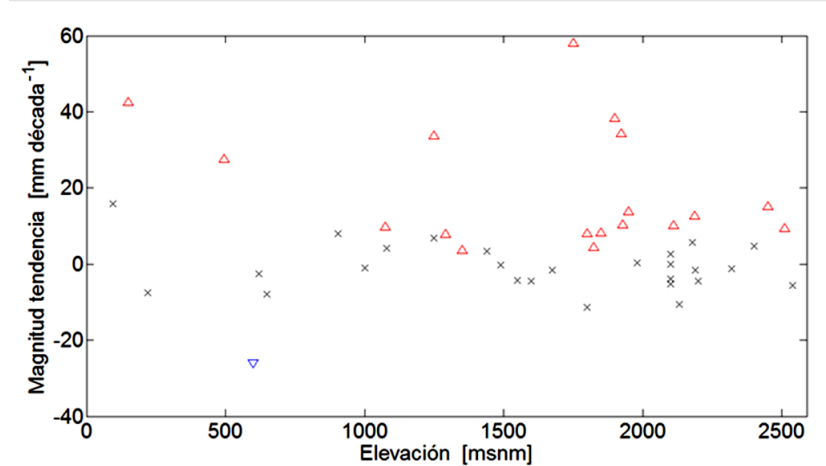


Figura 17. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para las series de precipitación en Antioquia.

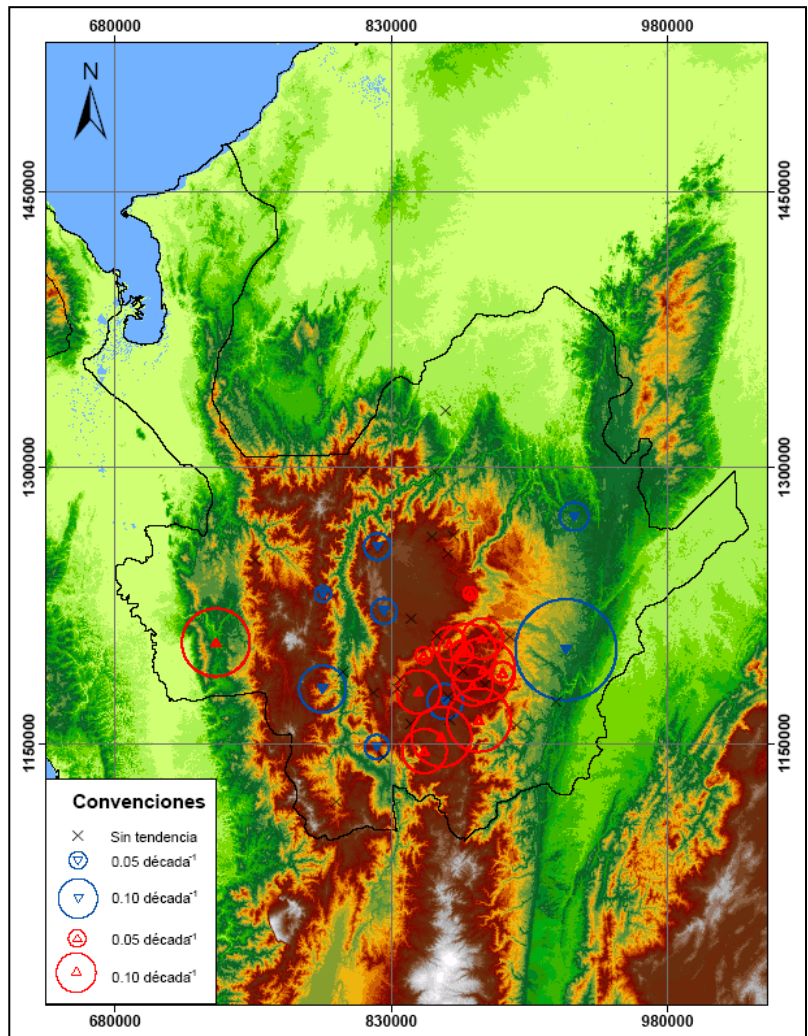


Figura 18. Magnitud de las tendencias detectadas en series estandarizadas de precipitación.

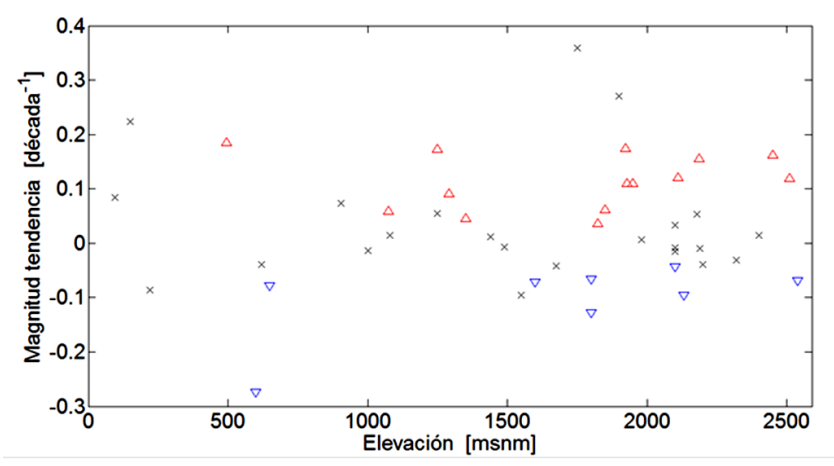


Figura 19. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para las series estandarizadas de precipitación en Antioquia.

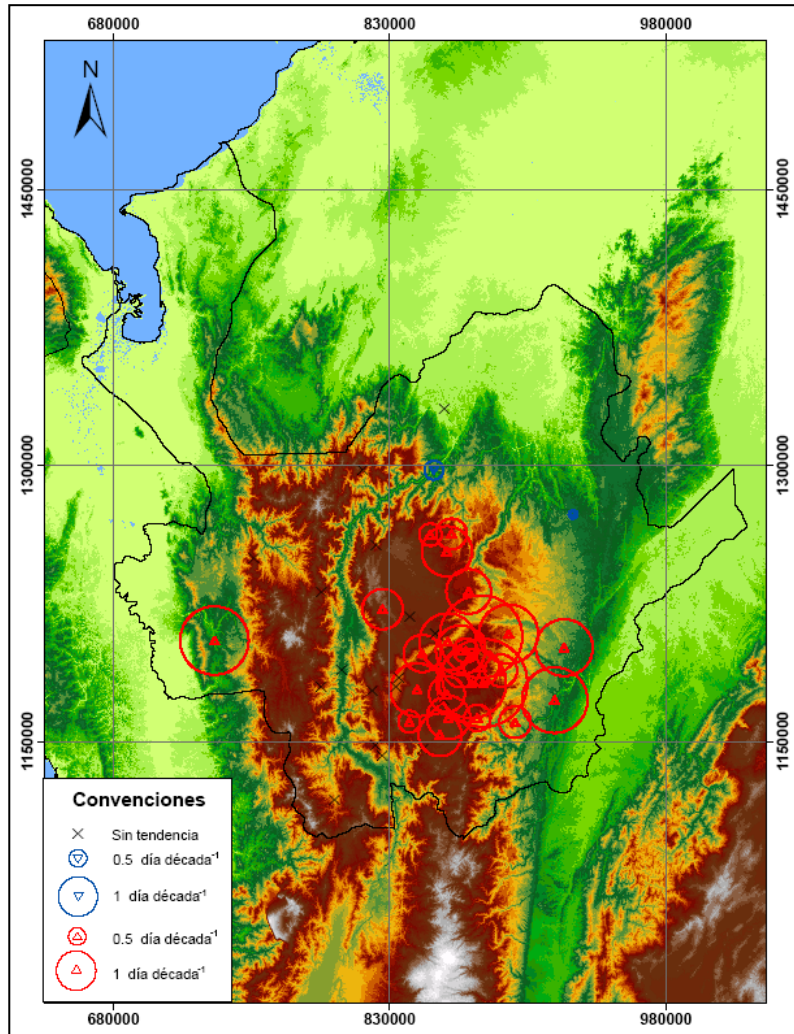


Figura 20. Magnitud de las tendencias detectadas en las series de número de días con lluvia.

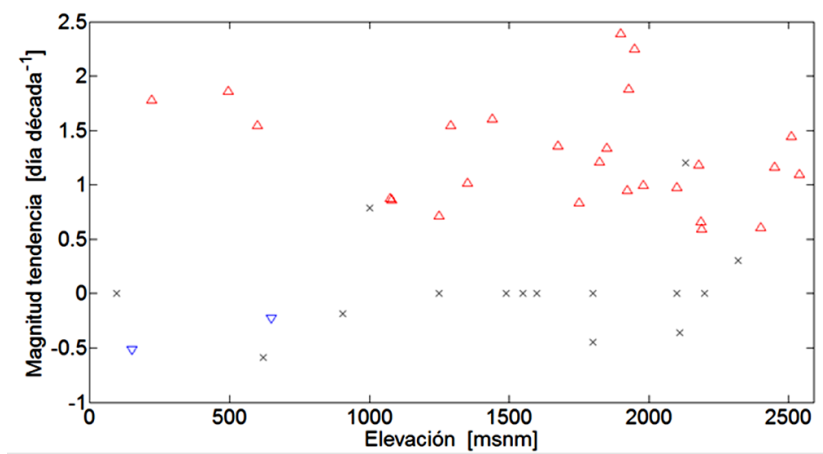


Figura 21. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para las series de número de días con lluvia en Antioquia.

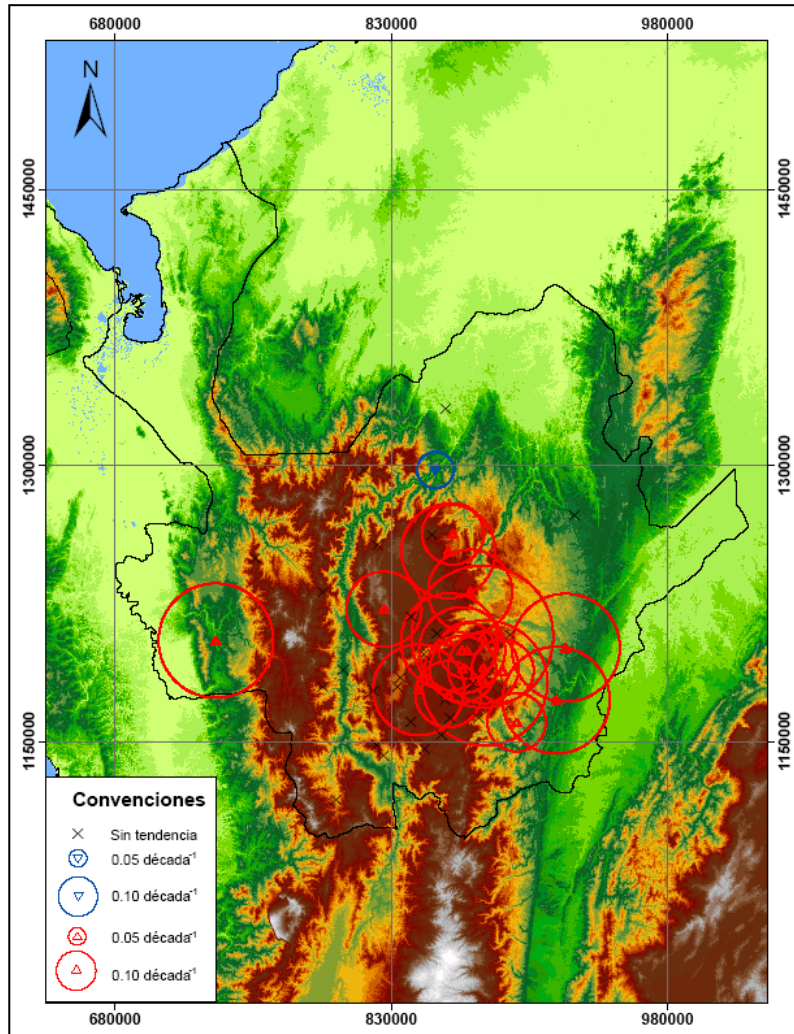


Figura 22. Magnitud de tendencia en series estandarizadas de número de días con lluvia en Antioquia.

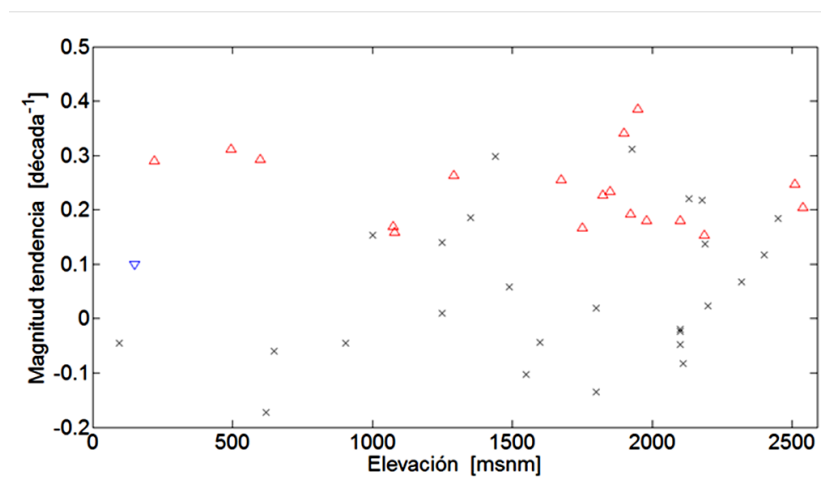


Figura 23. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para las series estandarizadas de número de días con lluvia en Antioquia.

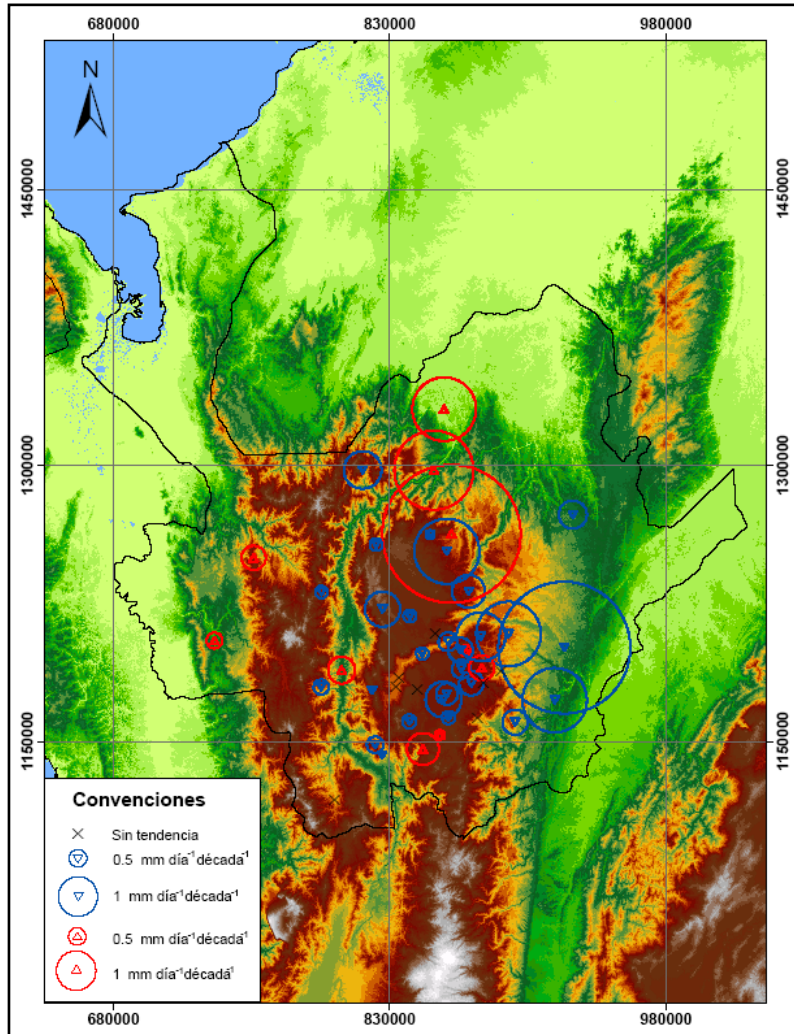


Figura 24. Magnitud de tendencias en series de relación de precipitación y número de días con lluvia.

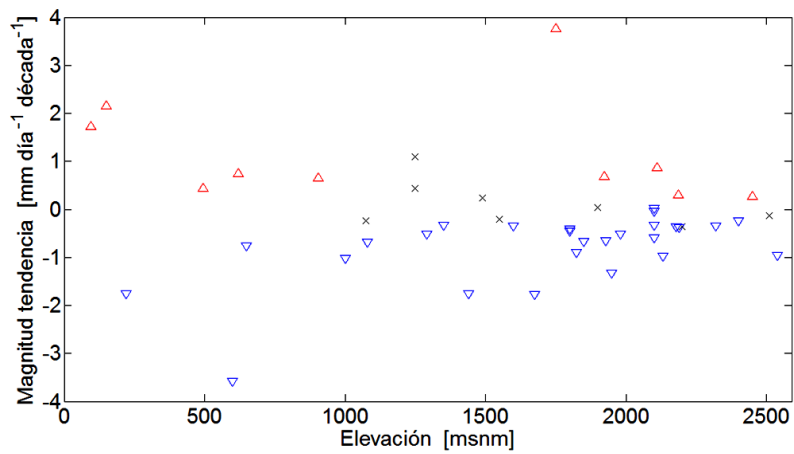


Figura 25. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para series de relación de precipitación y número de días con lluvia en Antioquia.

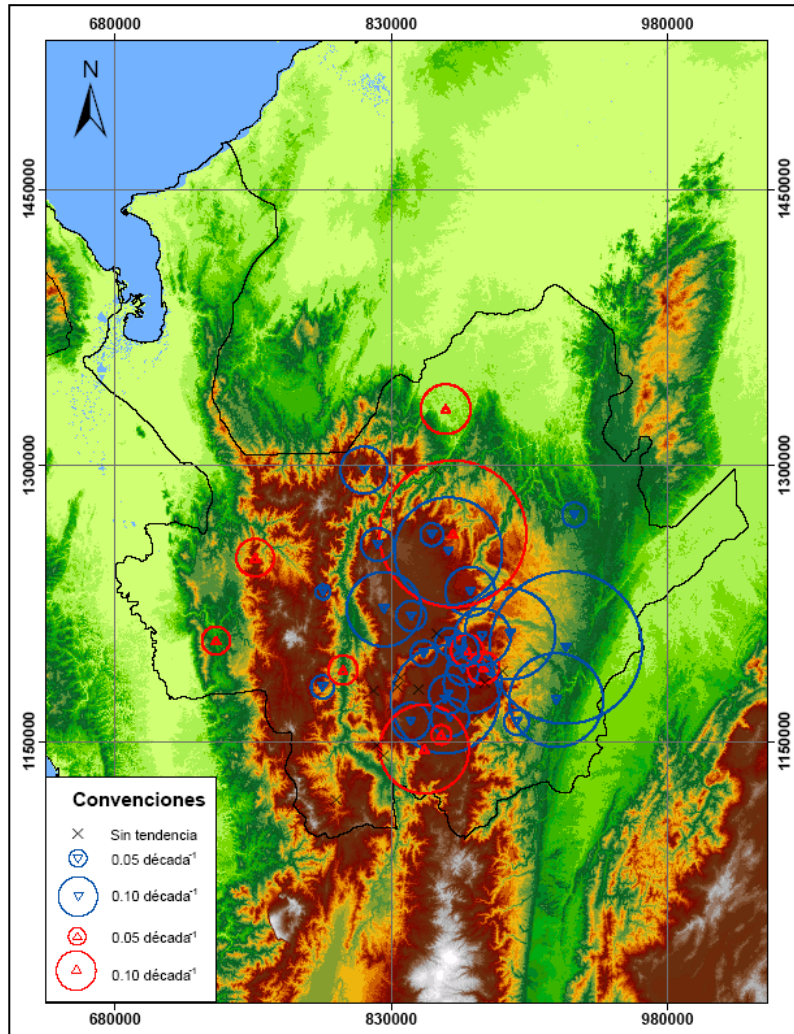


Figura 26. Magnitud de tendencias en series estandarizadas de relación de precipitación y número de días de lluvia.

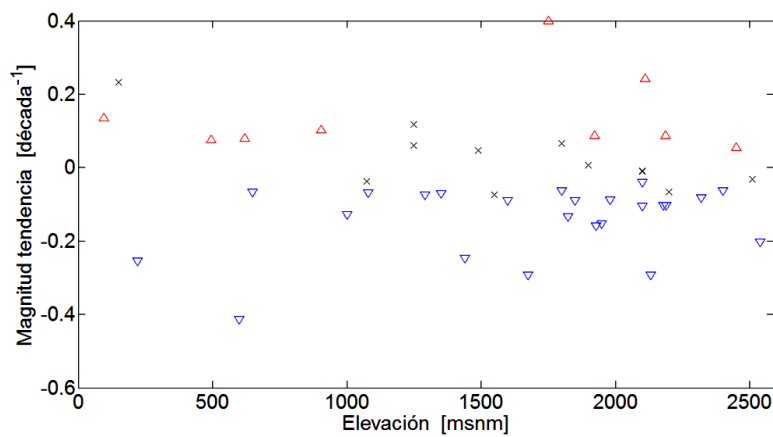


Figura 27. Magnitud de tendencias vs. elevación de la estación sobre el nivel del mar para series de relación de precipitación y número de días con lluvia en Antioquia.

Tabla 4. Distribución de la cantidad de series de lluvia en Antioquia en las que se detectó tendencia creciente (↗), decreciente (↘) y no se detectó tendencia (→).

Series	Tendencia		
	↗	↘	→
Precipitación	18	1	26
Precipitación estandarizada	14	8	23
Número de días con lluvia	26	2	17
Número de días con lluvia estandarizado	18	1	26
Relación entre precipitación y N° de días con lluvia	10	27	8
Relación entre precipitación y N° de días con lluvia estandarizada	9	24	12

4.3. CONCLUSIONES

En total se analizaron 45 estaciones en Antioquia con registros mensuales históricos de precipitación y número de días con lluvia. Para la variable precipitación, 26 estaciones no presentan tendencia significativa, 18 estaciones presentan tendencias crecientes con magnitudes de hasta 58 mm/década y sólo 1 estación (Caracolí) presenta tendencia decreciente con una magnitud de 26.6 mm/década. Repitiendo el proceso para las series estandarizadas, 23 no presentan tendencia significativa, 14 presentan tendencia creciente y 8 tendencia decreciente. Estos resultados evidencian claramente aumentos generalizados en la precipitación, si bien no en todo el departamento, si por lo menos en las regiones central y oriental de éste, que es donde se concentran las estaciones pluviométricas que se tuvieron en cuenta en el análisis. Esta señal es preocupante teniendo en cuenta la recurrencia con que en los últimos años han ocurrido desastres naturales asociados a las precipitaciones excesivas.

La variable número de días con lluvia, 17 estaciones no muestran tendencia significativa, 26 estaciones presentaron tendencias crecientes con magnitudes hasta de 2.4 días/década y 2 estaciones presentaron tendencia decreciente con magnitudes hasta de 0.5 días/década. Para las series mensuales estandarizadas, 26 estaciones no presentan tendencias significativas, 18 estaciones presentan tendencias crecientes y 1 estación tendencia decreciente. Los resultados apuntan a un aumento claro en el número de días con lluvia en la zona centro y sureste del departamento de Antioquia.

En el caso de las series mensuales de la lámina de lluvia promedio diaria (obtenidas al dividir la lámina de lluvia por el número de días lluviosos de cada mes), 8 series no presentan tendencia significativa, 10 presentan tendencias crecientes con magnitudes hasta de 3.8 mm/días/década,

y 27 presentan tendencias decrecientes con magnitudes de hasta de 3.6 mm/días/década. Para las series mensuales estandarizadas, 12 no presentan tendencias significativas, 9 presentan tendencias crecientes y 24 tendencias decrecientes. Estos resultados corresponden mayoritariamente a las zonas centro y suroriental del departamento

Los resultados encontrados en las tres variables indican un decrecimiento en la lámina de lluvia promedio diaria, a la vez que un aumento de la lámina de lluvia y el número de días lluviosos a escala mensual. Esto sin embargo no significa que no se produzcan tormentas severas, o que la intensidad de las tormentas extremas haya decrecido, pues es muy posible que los valores de altos períodos de retorno aumenten mientras los valores cercanos a la media disminuyen; esta es de hecho una de las consecuencias del cambio climático que han señalado los expertos en el área.

Estos resultados plantean preguntas y retos muy importantes para la investigación y la gestión de recursos en Antioquia. Algunas de estas preguntas se relacionan necesariamente con el diseño y la operación de centrales hidroeléctricas, la planificación agropecuaria, la prevención y la mitigación de inundaciones, deslizamientos y demás desastres relacionados con el exceso de lluvias, la prevención de enfermedades como Malaria, Dengue, Cólera, Leptospirosis, el diseño y el mantenimiento de la infraestructura vial, etc.

4.4. REFERENCIAS

- Anuario Estadístico de Antioquia. 1938-2008. Departamento Administrativo de Planeación.
- Gallego, M.C., R.M. Trigo, J.M. Vaquero, M. Brunet, J.A. García, J. Sigró, M.A. Valente. 2011. Trends in frequency indices of daily precipitation over the Iberian Peninsula during the last century. *Journal of Geophysical Research*, 116(D2), doi:10.1029/2010JD014255.
- Kumar, V., S.K. Jain. 2010. Trends in seasonal and annual rainfall and rainy days in Kashmir Valley in the last century. *Quaternary International*, 212(1), 64-69, doi:10.1016/j.quaint.2009.08.006.
- Ventura, F., P. R. Pisa, E. Ardizzoni. 2002. Temperature and precipitation trends in Bologna (Italy) from 1952 to 1999. *Atmospheric Research*, 61(3), 203-214, doi:10.1016/S0169-8095(01)00135-1.

5. Tendencias de largo plazo en índices de estabilidad atmosférica en Colombia

La complejidad de los sistemas atmosféricos que influyen sobre Colombia, sumado al alto crecimiento de las ciudades (que altera las condiciones de la superficie y modula el comportamiento de la baja atmósfera) genera la necesidad de avanzar en la medición de variables meteorológicas y en el entendimiento de los procesos que tienen lugar en la baja atmósfera. Las aproximación a la medición de la estructura vertical de variables como temperatura y vapor de agua, son de gran importancia en la predicción regional y local del clima y en la determinación de la estabilidad atmosférica (WMO, 2008).

El análisis de tendencias es frecuentemente utilizado en registros históricos de variables climatólogicas medidas tanto en superficie como en altura. El IGRA (*Integrated Global Radiosonde Archive*) posee una extensa base de datos que consta de información de aproximadamente 1106 estaciones distribuidas en todo el mundo, con registros que datan desde 1946. La información del IGRA puede agruparse en tres categorías: variables observadas (presión, altura geopotencial y temperatura), cantidades básicas derivadas (altura geopotencial, temperatura potencial, presión de vapor, presión de vapor de saturación, humedad relativa, componente zonal y meridional del viento) y gradientes verticales (temperatura, temperatura potencial, humedad relativa, componente zonal y meridional del viento) (Durre y Yin, 2008).

Los índices de estabilidad derivados de información de sondeos diarios atmosféricos son típicamente empleados en la predicción de clima severo en el corto plazo y en el estudio de cambios en el potencial del desarrollo de tormentas severas, en el largo plazo. Estos índices son diseñados para medir la facilidad con la que una parcela de aire aumenta a través de la atmósfera, usando la diferencia de temperatura parcela-atmósfera, una comparación entre la temperatura en superficie y la temperatura en algún nivel de referencia (generalmente a 100 mb y 500 mb), o el contenido de humedad de la capa límite.

Barrantes (2001) utilizó series históricas de tres estaciones de radiosondeos en el valle central de Costa Rica, para evaluar la existencia de correlación entre la lluvia y los índices de estabilidad atmosférica Showalter, K, TT, LI, SWEAT, mediante el proceso de regresión lineal múltiple. Lanzante et al. (2003a, 2003b) homogenizaron 87 series de temperatura derivada de mediciones de radiosondeos en distribuidas en el mundo a partir de comparación con mediciones satelitales de temperatura derivadas de sondeos con microondas. Posteriormente analizaron tendencias en dichas series de temperatura mediante una prueba no paramétrica consistente en el análisis de las pendientes entre pares de datos y la posterior elección de la mediana de la serie resultante. Randel et al. (2005) demostró significantes sesgos en tendencias encontradas en temperatura derivada de información diaria de radiosondeos e información

satelital. Hurst et al. (2011), evaluaron tendencias de largo plazo en una serie histórica de vapor de agua estratosférico en Boulder, Colorado. El análisis de tendencias se desarrolló para cinco capas estratosféricas de 2 km de longitud cada una mediante el análisis de regresión lineal. DeRubertis (2006) analizó tendencias en la media y en los valores extremos de 4 índices comunes de estabilidad atmosférica, usando observaciones diarias desde 48 estaciones de radiosondeo en Estados Unidos de la fuente de datos del FSL (*Forecast Systems Laboratory*) y el NCDC (*National Climatic Data Center*), con aproximadamente 50 años de registro y para las series de los meses de verano y primavera. Tales índices son: índice de levantamiento (*lifted index*), índice K, índice CAPE (*Convective available potential energy*) y SWEAT (*Severe Weather Threat Index*). Sankovich et al. (2007) analizaron mediciones de radiosondeos en el sureste de Estados Unidos entre 1958 y 2003 durante las fases de El Niño y La Niña, con el objetivo de observar si alguna de estas fases presenta alta compatibilidad con la ocurrencia de tormentas severas. Guo y Ding (2009), homogenizaron series históricas de temperatura atmosférica en China y posteriormente evaluaron tendencias de largo plazo en dichas series mediante regresiones lineales.

5.1. DATOS

El archivo del *Forecast Systems Laboratory* (FSL) y el *National Climatic Data Center* (NCDC) de Estados Unidos almacena registros históricos de radiosondeos en todo el planeta. En Colombia se cuenta con información diaria de radiosondeos en cinco estaciones con registros tomados en general para las 0000UTC y 1200UTC. Con la información diaria de radiosondeos a la hora 1200 UTC se produjeron series diarias de los índices de estabilidad LI (Galway, 1956), Índice K (George, 1960), TT (Miller, 1972), CAPE (Brunt, 1941; Renno e Ingersol, 1996), SI (Showalter, 1947). Estas series resultantes fueron la información base para la obtención de series mensuales y anuales de valores medios, máximos y mínimos para cada índice en cada estación y series anuales de los percentiles 5, 10, 25, 50, 75, 90 y 95. La metodología para la obtención de los índices de estabilidad se describe en detalle en la sección 5.2.

La sospecha en la homogeneidad temporal de un gran número de series de radiosondeos del *Integrated Global Radiosonde Archive* (IGRA), debido a cambios históricos en los instrumentos y las prácticas de medición, incentivó a científicos de la NOAA desde el *Air Resources Laboratory*, *Geophysical Fluid Dynamics Laboratory* y el NCDC a crear series de tiempo de temperatura en altura a partir de información de radiosondeos, corregidas por un grupo de especialistas. Esta información es llamada RATPAC. En Colombia solo existe información corregida para una estación (Bogotá/El Dorado). En este trabajo no se analiza la información de RATPAC dado que para la obtención de los índices de estabilidad se requiere de información adicional a la variable temperatura.

La Tabla 5 presenta la información del código, nombre, latitud, longitud, elevación y periodo de registro de las estaciones de radiosondeos en Colombia. La Figura 28 presenta la ubicación geográfica de estas estaciones georreferenciadas en el sistema Colombia-Bogotá.

Tabla 5. Estaciones IGRA en Colombia

Código	Estación	Latitud	Longitud	Altitud (msnm)	Periodo
80001	San Andrés	12.58	-81.70	2	1956-2010
80035	Riohacha / Almirante Padilla	11.53	-72.93	4	1992-2010
80222	Bogotá / El Dorado	4.70	-74.15	2546	1960-2010
80241	Las Gaviotas	4.47	-70.73	165	1976-2003
80398	Leticia / Vásquez Cobo	-4.55	-69.53	84	1986-2010

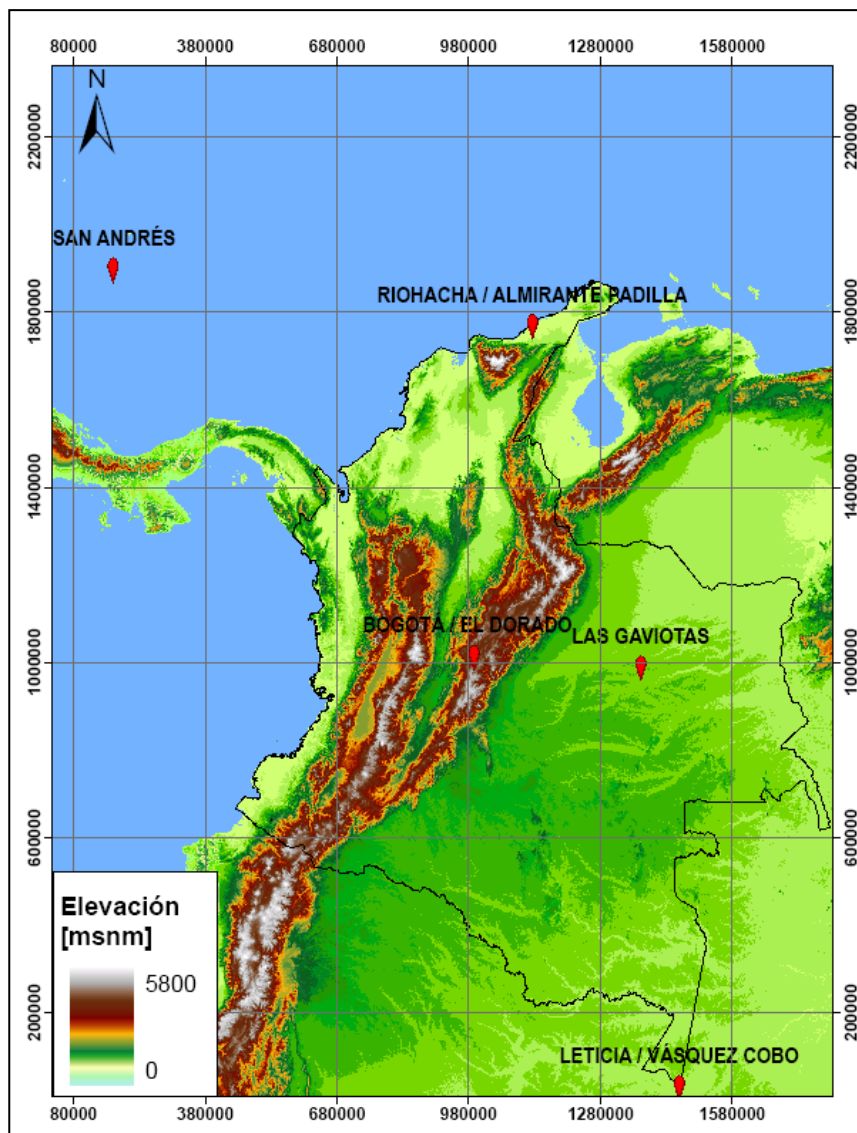


Figura 28. Ubicación de las estaciones de radiosondeos del IGRA en Colombia.

La Figura 29 presenta la evolución temporal del número de niveles de sondeo en las estaciones del IGRA en Colombia.

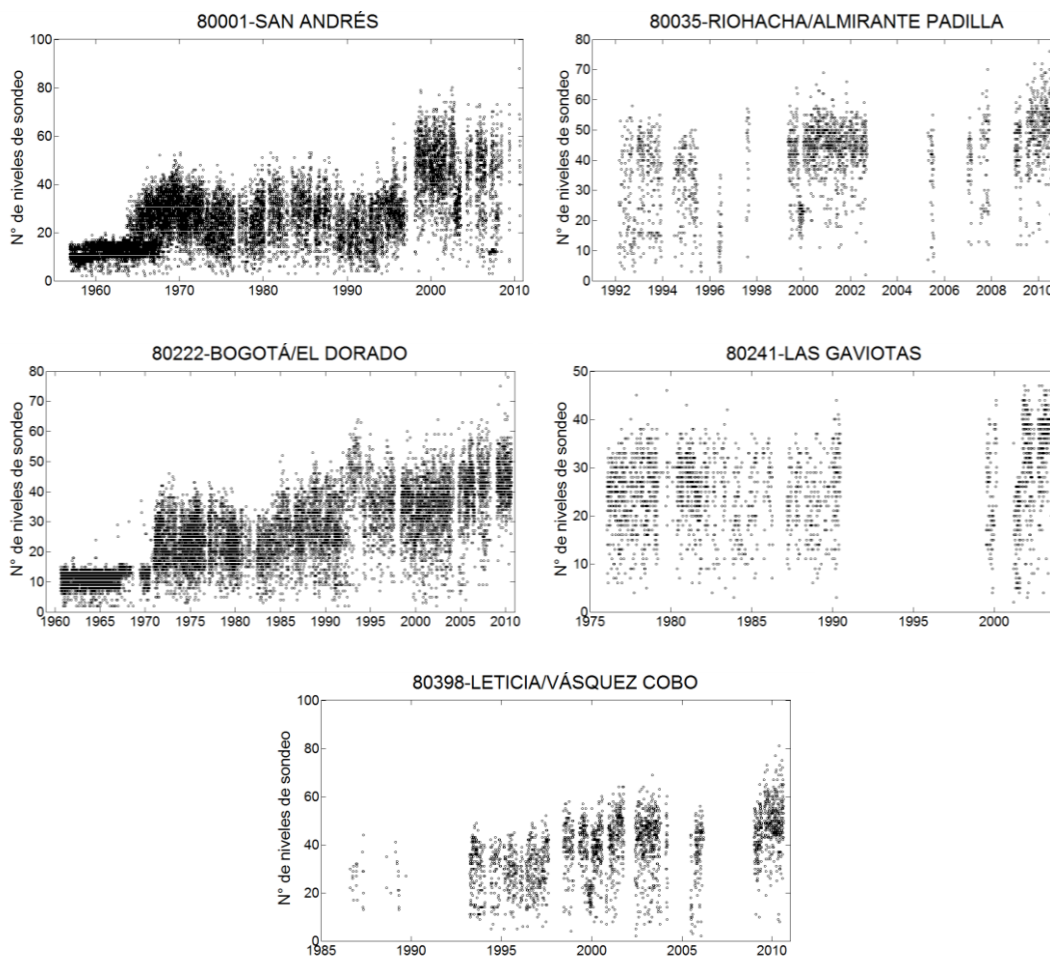


Figura 29. Evolución temporal del número de niveles de sondeo en las estaciones del IGRA en Colombia.

5.2. METODOLOGÍA

Doswell (1996) presenta una clasificación de índices de estabilidad atmosférica, entre los que pueden mencionarse: Showalter, LI, Pickup, EHI, BRN, SWEAT, K, dT, SRH, BRN shear, CAPE, TT y Boyden. En este trabajo se eligieron 5 de estos índices para analizar la información de radiosondeos diarios a las 1200 UTC en las 5 estaciones de registro existentes en Colombia reportadas por el IGRA. Dichos índices son: LI, K, CAPE, TT y SI. Una vez obtenidos los índices de estabilidad, se construyeron series mensuales y anuales de valores máximos, medios y mínimos y series anuales de los percentiles 5, 10,25, 50, 75, 90 y 95, para cada índice.

En las secciones 5.2.1 a 5.2.5 se describen brevemente los índices de estabilidad analizados, y en la sección 5.2.6 la prueba T para series anuales que se utilizó para el análisis de estas series, además de las pruebas detalladas en el capítulo 3.

5.2.1. Lifted Index (LI)

El índice LI expresa la diferencia de temperaturas entre una parcela de aire en ascenso y su entorno a una presión de 500mb (Galway 1956, Doswell, 1996; De Rubertis 2006). La parcela de aire asume la temperatura y la humedad media registrada en los 100 mb más cercanos a la superficie. El índice LI es negativo cuando la parcela es más caliente que su entorno.

$$LI = T_{ambiente}(500\text{ mb}) - T_{parcela}(500\text{ mb})$$

Este índice se interpreta como se muestra en la Tabla 6, según su valor.

Tabla 6. Interpretación del índice de estabilidad LI según su valor.

LI [°C]	Interpretación
(0,3)	Estable.
(-3,0)	Marginalmente inestable.
(-6,-3)	Moderadamente inestable.
(-9,-6)	Muy inestable.
(-∞,-9)	Extremadamente inestable.

5.2.2. Índice K

El índice K es comúnmente utilizado para predecir tormentas. Valores altos del índice K indican mayor probabilidad de desarrollo de tormentas severas.

(George, 1960; Doswell, 1996; De Rubertis, 2006)

$$K = (T_{850mb} - T_{500mb}) + Td_{850mb} - (T_{700mb} - Td_{700mb})$$

La interpretación del índice K según su valor es como se muestra en la Tabla 7.

Tabla 7. Interpretación del índice K según su valor.

K [°C]	Probabilidad de desarrollo de tormentas [%]
K<15	0
15<K<20	20
21<K<25	20-40
26<K<30	40-60
31<K<35	60-80
36<K<40	80-90
K>40	~100

5.2.3. CAPE

La Energía Potencial Convectiva Disponible, en inglés *Convective Available Potential Energy* (CAPE), expresa la energía de una parcela de aire mediante su ascenso por la atmósfera. Es una integración vertical de la diferencia de temperaturas entre la parcela de aire y su entorno, entre el nivel en que la parcela asciende libremente, llamado nivel de convección libre (LFC), y el nivel de boyancia neutral (LNB), (Moncrieff & Green, 1972; Doswell, 1996; De Rubertis, 2006).

$$CAPE = g \int_{LFC}^{LNB} [T_p(z) - T_e(z)/T_p(z)]$$

Donde:

$T_p(z)$ es el perfil vertical de temperatura en una parcela que asciende mediante un proceso adiabático húmedo. La parcela asume las condiciones de los primeros 500 m desde la superficie.

$T_e(z)$ es el perfil vertical de temperatura del ambiente.

g es la aceleración de la gravedad.

El índice CAPE se interpreta como se indica en la Tabla 8.

Tabla 8. Interpretación del índice K según su valor.

CAPE [J/kg]	Estabilidad de la atmósfera
0	Estable.
1000-2500	Moderadamente inestable.
2500,∞	Muy inestable.

5.2.4. Total of Totals (TT)

El índice Total de Totales, en inglés *Total of Totals Index* (TT), fue diseñado para la predicción del clima severo. Su cálculo depende de la obtención de dos valores: “Vertical Total (VT)” que es una medida de la estabilidad vertical sin tener en cuenta a humedad, y “Cross Total (CT)” que es una medida de la estabilidad teniendo en cuenta la humedad (Miller, 1972; Doswell, 1996).

$$TT = (T_{850mb} - T_{500mb}) + (Td_{850mb} - T_{500mb})$$

El índice CAPE se interpreta como se indica en la Tabla 8Tabla 9.

Tabla 9. Interpretación del índice TT según su valor.

TT [°C]	Interpretación
45-50	Posibles tormentas.
50-55	Probables tormentas, posiblemente severas.
55-60	Probables tormentas severas

5.2.5. Showalter Index (SI)

El índice Showalter (SI) evalúa el ascenso adiabático seco de una parcela de aire desde 850 mb a su nivel de condensación y su posterior ascenso adiabático húmedo hasta el nivel de 500 mb. (Showalter, 1953, a947; Doswell, 1996). Se cuantifica de la siguiente manera:

$$SI = T_{500mb} - T_{500mb}^*$$

Donde T_{500}^* es la temperatura de la parcela que ha sido elevada adiabáticamente desde 850 mb hasta 500 mb.

El índice SI se interpreta como se indica en la Tabla 10.

Tabla 10. Interpretación del índice SI según su valor.

SI [°C]	Interpretación
SI>0	Atmósfera estable, posibilidad de tormenta casi nula.
-3<SI<0	Atmósfera moderadamente inestable. Posibilidad de fuertes tormentas.
-6<SI<-4	Atmósfera notablemente inestable. Posibilidad de tormentas severas y granizo.
SI<-6	Atmósfera extremadamente inestable.

5.2.6. Prueba T para la detección de tendencias lineales en series anuales

Probar que una serie presenta una tendencia lineal significativa es equivalente a probar que la pendiente de la regresión de la serie es diferente de cero. Esta hipótesis puede verificarse a partir del cálculo del estadístico T.

$$T = \hat{\rho}_{t Y_t} \sqrt{\frac{n - 2}{1 - \hat{\rho}_{t Y_t}^2}}$$

Donde:

$t=1, \dots, N$.

N Tamaño de la muestra.

Y_t Serie de tiempo.

$\hat{\rho}_{t Y_t}$ Coeficiente de correlación simple entre Y_t y t .

La hipótesis de que la pendiente es igual a cero es rechazada si $|T| > T_{1-\alpha/2}(N - 2)$ para un nivel de significancia α .

5.3. RESULTADOS

Siguiendo la metodología descrita en la sección 5.2, se obtuvieron las series diarias de los índices de estabilidad LI, TT, K, SI y CAPE, para las cinco estaciones de radiosondeos en Colombia. La Figura 30 presenta en la parte superior el gráfico de la serie diaria del índice LI para la estación Bogotá/El Dorado y en la parte superior la serie diaria estandarizada del mismo índice para la misma estación. En el anexo digital de este trabajo puede encontrarse todos los gráficos correspondientes a las cinco estaciones para todos los índices evaluados.

Con la información de cada sondeo diario de las 1200 UTC se construyó un diagrama Skew-T Log-P, que es muy útil para observar muchas características del perfil atmosférico en cada estación para cada día de registro, con información del nivel de convección libre, el nivel de equilibrio, y los índices LI, TT, K, SI y CAPE. La Figura 31 presenta el diagrama Skew-T para un día de registro de la estación Bogotá/El Dorado. Los diagramas Skew-T Log-P para cada día están en los anexos E, F, G, H e I para San Andrés, Riohacha, Bogotá, Las Gaviotas y Leticia respectivamente.

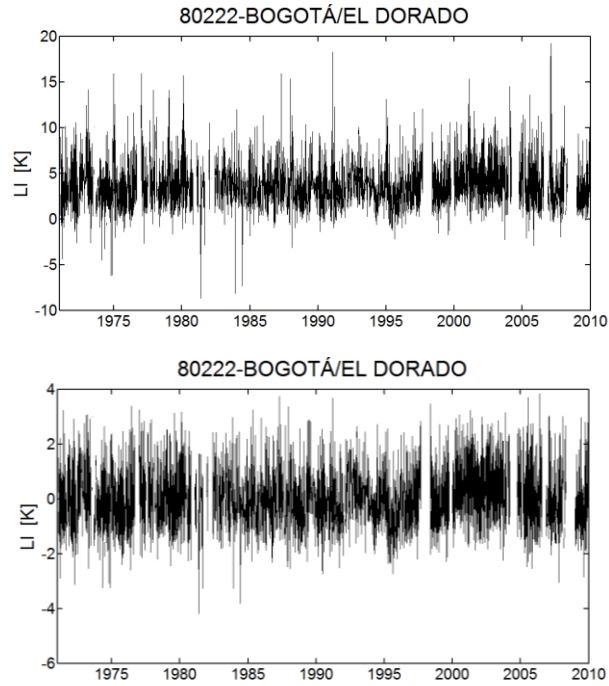


Figura 30. Serie de tiempo a nivel diario del índice LI para la estación Bogotá/El Dorado para los sondeos a las 1200 UTC

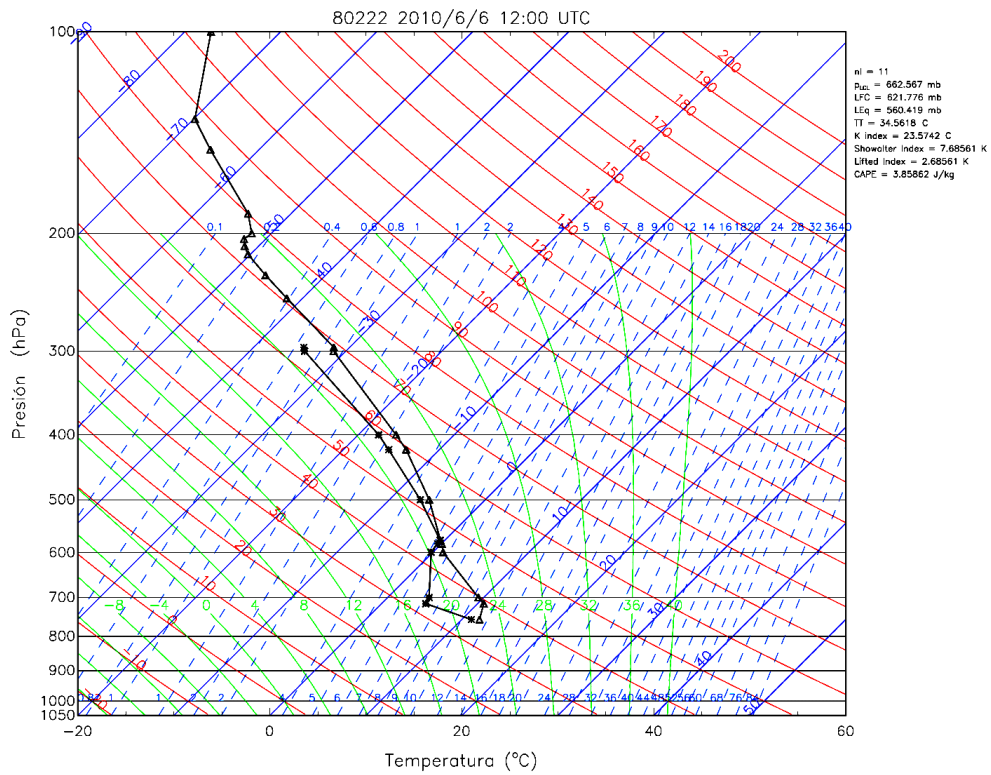


Figura 31. Diagrama Skew-T Log-P para el sondeo del 6 de junio de 2010 a las 7:00 am en Bogotá.

Con el fin de observar con mayor detalle las variaciones de las series de cada índice a nivel anual, se construyó el ciclo anual de la serie diaria de cada índice de estabilidad en cada estación. Figura 32 presenta el ciclo anual de la serie diaria del índice LI para la estación Bogotá/El Dorado. La línea roja representa la media de los datos, las envolventes negras representan los valores máximos y mínimos para cada día y los puntos representan el valor del índice para cada día a lo largo del año.

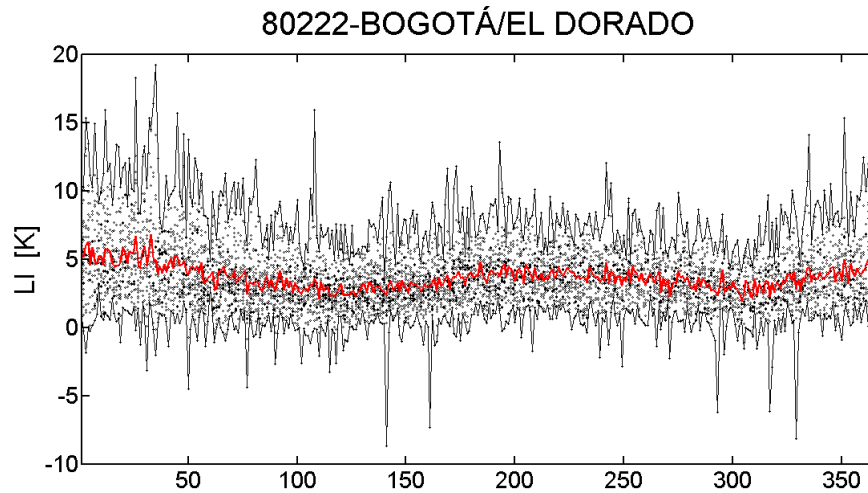


Figura 32. Ciclo anual de la serie diaria del en la estación Bogotá/El Dorado.

Adicionalmente se obtuvieron las series de los percentiles anuales 5, 10, 25, 50, 75, 90 y 95. La Figura 33 presenta la serie de percentiles anuales para el índice LI en la estación Bogotá/El Dorado. La línea roja representa la media anual de los datos, las envolventes negras representan los valores máximos y mínimos anuales, los puntos representan los datos del índice para cada año y las líneas azules los percentiles anteriormente mencionados.

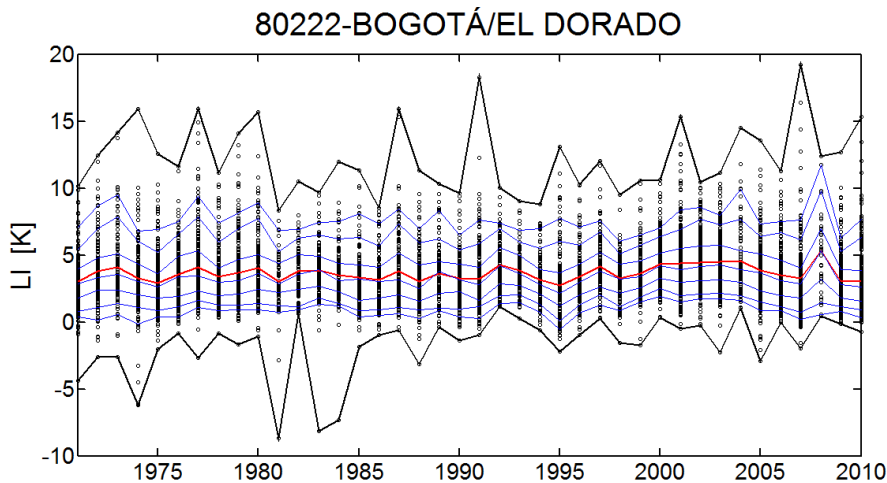


Figura 33. Serie de percentiles anuales para el índice LI en la estación Bogotá/El Dorado.

Los gráficos de las series de valores máximos, medios y mínimos a nivel mensual y anual se presentan en el anexo digital.

Siguiendo la metodología presentada en la sección 3.1, se analizaron tendencias de largo plazo en las series de valores medios, máximos y mínimos a nivel mensual y anual para cada índice de estabilidad y en cada estación. Convención: R (rechaza tendencia), A (aprueba tendencia), Tendencias crecientes (\nearrow) y decrecientes (\searrow). El estimador de pendiente de Sen publicado en las tablas proporciona información de la magnitud de la tendencia por mes en el caso de las series mensuales e información de la magnitud de la tendencia por año en el caso de las series anuales.

Tabla 11. Resultado del análisis de tendencias para las series de valores medios mensuales de los índices de estabilidad.

	T de Sen	Van Belle & Hugues	Rho de Spearman	Mann Kendall	Mann Kendall para datos autocorrelacionados	Estimador de pendiente de Sen
LI [K]						
San Andrés	A \searrow	Prueba no apta	A \searrow	A \searrow	R	-0.0033
Riohacha / Almirante Padilla	R	No hay tendencia lineal	A \searrow	R	R	-0.0009
Bogotá / El Dorado	R	Si hay tendencia lineal	A \searrow	R	R	0.0007
Las Gaviotas	A \nearrow	Prueba no apta	A \nearrow	A \nearrow	R	0.0073
Leticia / Vásquez Cobo	R	Prueba no apta	A \searrow	R	R	-0.0022
TT [C]						
San Andrés	A \nearrow	Prueba no apta	A \nearrow	A \nearrow	R	0.0056
Riohacha / Almirante Padilla	A \nearrow	Si hay tendencia lineal	A \nearrow	R	R	0.0050
Bogotá / El Dorado	R	Si hay tendencia lineal	A \nearrow	R	R	0.0006
Las Gaviotas	A \searrow	Prueba no apta	A \searrow	A \searrow	R	-0.0394
Leticia / Vásquez Cobo	A \nearrow	Prueba no apta	R	A \nearrow	R	0.0112
K [C]						
San Andrés	A \nearrow	Prueba no apta	A \nearrow	A \nearrow	R	0.0119
Riohacha / Almirante Padilla	R	Si hay tendencia lineal	A \nearrow	R	R	0.0083
Bogotá / El Dorado	R	No hay tendencia lineal	A \searrow	R	R	-0.0001
Las Gaviotas	A \searrow	Prueba no apta	A \searrow	A \searrow	R	-0.0374
Leticia / Vásquez Cobo	A \nearrow	Si hay tendencia lineal	R	A \nearrow	R	0.0094
SI [K]						
San Andrés	A \searrow	Prueba no apta	A \searrow	A \searrow	R	-0.0043
Riohacha / Almirante Padilla	A \searrow	Prueba no apta	A \searrow	R	R	-0.0037
Bogotá / El Dorado	A \searrow	Prueba no apta	A \searrow	R	R	-0.0011
Las Gaviotas	A \nearrow	Prueba no apta	A \nearrow	A \nearrow	R	0.0272
Leticia / Vásquez Cobo	A \searrow	Prueba no apta	A \searrow	A \searrow	R	-0.0089
CAPE [J/kg]						
San Andrés	A \nearrow	Si hay tendencia lineal	A \nearrow	A \nearrow	R	0.9024
Riohacha / Almirante Padilla	R	Prueba no apta	A \searrow	R	R	-0.6235
Bogotá / El Dorado	A \searrow	Prueba no apta	A \searrow	A \searrow	R	-0.0303
Las Gaviotas	A \searrow	Prueba no apta	A \searrow	A \searrow	R	-0.8076
Leticia / Vásquez Cobo	A \nearrow	Si hay tendencia lineal	R	A \nearrow	R	0.2461

Tabla 12. Resultado del análisis de tendencias para las series de valores máximos mensuales de los índices de estabilidad.

		T de Sen	Van Belle & Hugues	Rho de Spearman	Mann Kendall	Mann Kendall para datos autocorrelacionados	Estimador de pendiente de Sen
LI [K]							
80001	San Andrés	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.010
80035	Riohacha / Almirante Padilla	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.016
80222	Bogotá / El Dorado	R	Si hay tendencia lineal	A ↗	R	R	0.001
80241	Las Gaviotas	A ↗	Prueba no apta	A ↗	A ↗	R	0.009
80398	Leticia / Vásquez Cobo	A ↗	Si hay tendencia lineal	A ↗	A ↗	R	0.006
TT [C]							
80001	San Andrés	A ↘	Prueba no apta	A ↘	R	R	-0.003
80035	Riohacha / Almirante Padilla	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.017
80222	Bogotá / El Dorado	R	No hay tendencia lineal	A ↘	R	R	0.000
80241	Las Gaviotas	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.029
80398	Leticia / Vásquez Cobo	A ↗	Prueba no apta	R	A ↗	R	0.025
K [C]							
80001	San Andrés	R	Si hay tendencia lineal	A ↘	R	R	0.003
80035	Riohacha / Almirante Padilla	A ↘	No hay tendencia lineal	A ↘	R	R	-0.004
80222	Bogotá / El Dorado	R	No hay tendencia lineal	A ↘	R	R	0.000
80241	Las Gaviotas	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.030
80398	Leticia / Vásquez Cobo	A ↗	Prueba no apta	R	A ↗	R	0.021
SI [K]							
80001	San Andrés	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.013
80035	Riohacha / Almirante Padilla	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.033
80222	Bogotá / El Dorado	R	No hay tendencia lineal	A ↘	R	R	-0.001
80241	Las Gaviotas	A ↗	Prueba no apta	A ↗	A ↗	R	0.037
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R	No hay tendencia lineal	A ↘	R	R	-0.001
CAPE [J/kg]							
80001	San Andrés	A ↗	Si hay tendencia lineal	A ↗	A ↗	R	1.129
80035	Riohacha / Almirante Padilla	A ↘	Prueba no apta	A ↘	R	R	-1.150
80222	Bogotá / El Dorado	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.082
80241	Las Gaviotas	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-2.308
80398	Leticia / Vásquez Cobo	A ↗	Prueba no apta	R	A ↗	R	1.703

Tabla 13. Resultado del análisis de tendencias para las series de valores mínimos mensuales de los índices de estabilidad.

		T de Sen	Van Belle & Hugues	Rho de Spearman	Mann Kendall	Mann Kendall para datos autocorrelacionados	Estimador de pendiente de Sen
LI [K]							
80001	San Andrés	A ↗	No hay tendencia lineal	A ↗	R	R	0.0012
80035	Riohacha / Almirante Padilla	A ↗	Si hay tendencia lineal	R	A ↗	R	0.0102
80222	Bogotá / El Dorado	R	No hay tendencia lineal	A ↗	R	R	0.0005
80241	Las Gaviotas	A ↗	Prueba no apta	A ↗	A ↗	R	0.0079
80398	Leticia / Vásquez Cobo	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.0090
TT [C]							
80001	San Andrés	A ↗	Prueba no apta	A ↗	A ↗	R	0.0242
80035	Riohacha / Almirante Padilla	A ↗	Si hay tendencia lineal	R	A ↗	R	0.0565
80222	Bogotá / El Dorado	R	No hay tendencia lineal	A ↗	R	R	0.0006
80241	Las Gaviotas	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.0517
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R	No hay tendencia lineal	A ↘	R	R	-0.0005
K [C]							
80001	San Andrés	A ↗	Si hay tendencia lineal	A ↗	A ↗	R	0.0188
80035	Riohacha / Almirante Padilla	A ↗	Si hay tendencia lineal	A ↗	R	R	0.0310
80222	Bogotá / El Dorado	R	Prueba no apta	A ↘	R	R	-0.0024
80241	Las Gaviotas	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.0473
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R	Prueba no apta	A ↘	R	R	-0.0103
SI [K]							
80001	San Andrés	R	Si hay tendencia lineal	A ↗	R	R	0.0010
80035	Riohacha / Almirante Padilla	A ↗	Si hay tendencia lineal	A ↗	A ↗	R	0.0083
80222	Bogotá / El Dorado	A ↘	Prueba no apta	A ↘	R	R	-0.0011
80241	Las Gaviotas	A ↗	Prueba no apta	A ↗	A ↗	R	0.0193
80398	Leticia / Vásquez Cobo	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.0158
CAPE [J/kg]							
80001	San Andrés	A ↗	Si hay tendencia lineal	A ↗	R	R	0.0147
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R	No hay tendencia lineal	A ↘	R	R	-0.0018
80222	Bogotá / El Dorado	R	No hay tendencia lineal	A ↘	R	R	0.0002
80241	Las Gaviotas	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.0338
80398	Leticia / Vásquez Cobo	A ↘	Prueba no apta	A ↘	A ↘	R	-0.0150

Tabla 14. Resumen del análisis de tendencias para las series de valores medios, máximos y mínimos mensuales de los índices de estabilidad.

Estación	Series medias mensuales																			
	LI [K]		TT [C]		K [C]		SI [K]		CAPE [J/kg]											
San Andrés	A	↘	0.003	I	A	↗	0.006	I	A	↗	0.011	I	A	↘	0.004	I	A	↗	0.902	I
Riohacha	R				A	↗	0.005	I	R				R				R			
Bogotá	R				R				R				R				A	↘	0.030	E
Las Gaviotas	A	↗	0.007	E	A	↘	0.039	E	A	↘	0.037	E	A	↗	0.027	E	A	↘	0.807	E
Leticia	R				A	↗	0.011	I	A	↗	0.009	I	A	↘	0.009	I	A	↗	0.246	I

Estación	Series máximas mensuales																			
	LI [K]		TT [C]		K [C]		SI [K]		CAPE [J/kg]											
San Andrés	A	↘	0.010	I	R				R				A	↘	0.013	I	A	↗	1.120	I
Riohacha	A	↘	0.016	I	A	↘	0.017	E	R				A	↘	0.033	I	A	↘	1.150	E
Bogotá	R				R				R				R				A	↘	0.082	E
Las Gaviotas	A	↗	0.009	E	A	↘	0.029	E	A	↘	0.030	E	A	↗	0.037	E	A	↘	2.300	E
Leticia	A	↗	0.006	E	R				R				R				A	↗	1.700	I

Estación	Series mínimas mensuales																			
	LI [K]		TT [C]		K [C]		SI [K]		CAPE [J/kg]											
San Andrés	R				A	↗	0.024	I	A	↗	0.019	I	R				A	↗	0.015	I
Riohacha	A	↗	0.010	E	A	↗	0.060	I	A	↗	0.030	I	A	↗	0.008	E	R			
Bogotá	R				R				R				R				R			
Las Gaviotas	A	↗	0.008	E	A	↗	0.050	I	A	↘	0.047	E	A	↗	0.019	E	A	↘	0.033	E
Leticia	A	↘	0.009	I	R				R				A	↘	0.016	I	A	↘	0.015	E

Tabla 15. Resultado del análisis de tendencias para las series de valores medios, máximos y mínimos anuales de los índices de estabilidad.

		Serie medios anuales		Serie máximos anuales		Serie mínimos anuales				
		LI [K]								
80001	San Andrés	A	↘	-0.042	A	↘	-0.330	A	↗	0.166
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R		-0.031	R		-0.375	R		0.080
80222	Bogotá / El Dorado	R		0.010	R		0.016	A	↗	0.067
80241	Las Gaviotas	A	↗	0.023	R		0.076	R		0.046
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R		-0.013	R		0.254	R		-0.147
		TT [C]								
80001	San Andrés	A	↗	0.084	A	↘	-0.351	A	↗	0.655
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R		0.033	R		-0.294	R		0.150
80222	Bogotá / El Dorado	R		-0.002	A	↘	-0.070	A	↘	-0.019
80241	Las Gaviotas	R		-0.011	A	↗	0.135	A	↘	-0.267
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R		-0.039	A	↗	0.648	A	↘	-0.537
		K [C]								
80001	San Andrés	A	↗	0.149	A	↘	-0.154	R		0.111
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R		-0.016	R		0.141	R		-0.103
80222	Bogotá / El Dorado	R		-0.008	R		-0.036	R		-0.049
80241	Las Gaviotas	R		-0.007	R		0.194	R		-0.095
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R		-0.013	R		0.162	A	↘	-0.924
		SI [K]								
80001	San Andrés	A	↘	-0.060	A	↘	-0.324	A	↗	0.168
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R		-0.047	R		-0.001	R		0.018
80222	Bogotá / El Dorado	R		-0.010	R		-0.027	A	↗	0.031
80241	Las Gaviotas	R		0.009	R		0.102	R		-0.048
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R		0.006	R		0.217	A	↘	-0.359
		CAPE [J/kg]								
80001	San Andrés	A	↗	13.250	R		18.977	R		0.127
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R		3.265	R		17.096	R		0.693
80222	Bogotá / El Dorado	A	↘	-0.732	A	↘	-7.126	R		0.562
80241	Las Gaviotas	A	↘	-9.111	R		-12.376	R		-0.466
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R		3.523	R		19.167	R		0.576

Tabla 16. Resultado del análisis de tendencias para las series de percentiles anuales 5, 10, 25 50, 75, 90 y 95 de los índices de estabilidad.

		Percentil 5	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90	Percentil 95
		LI [K]						
80001	San Andrés	R -0.006	R -0.011	A ↘ -0.031	A ↘ -0.041	A ↘ -0.048	A ↘ -0.072	A ↘ -0.080
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R -0.033	R -0.038	R -0.047	R -0.017	R -0.027	R -0.050	R -0.055
80222	Bogotá / El Dorado	R 0.0164	R 0.0101	R 0.0104	R 0.0105	R 0.0087	R 0.0035	R 0.0023
80241	Las Gaviotas	A ↗ 0.0435	A ↗ 0.0341	A ↗ 0.0363	R 0.0349	R 0.0141	R 0.0003	R 0.0007
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R -0.0432	R -0.0142	R -0.0316	R -0.0201	R -0.0247	R -0.0001	R 0.0895
		TT [C]						
80001	San Andrés	A ↗ 0.254	A ↗ 0.167	A ↗ 0.094	A ↗ 0.084	R 0.045	R 0.027	R 0.000
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R 0.000	R 0.071	R -0.007	R -0.024	R 0.025	R 0.013	R 0.018
80222	Bogotá / El Dorado	0.031	0.006	-0.003	0.000	0.000	-0.017	-0.022
80241	Las Gaviotas	-0.018	-0.029	0.011	-0.012	-0.025	-0.033	0.058
80398	Leticia / Vásquez Cobo	-0.175	-0.058	0.000	-0.015	0.011	0.019	0.014
		K [C]						
80001	San Andrés	R 0.181	R 0.257	A ↗ 0.281	R 0.163	R 0.074	A ↗ 0.069	A ↗ 0.082
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R -0.318	R -0.442	R -0.085	R 0.073	A ↗ 0.125	R 0.107	A ↗ 0.100
80222	Bogotá / El Dorado	R -0.023	R -0.007	R 0.000	R 0.007	R 0.000	R -0.010	R -0.009
80241	Las Gaviotas	R 0.078	R 0.000	R 0.002	R 0.001	A ↗ -0.035	A ↗ -0.061	R 0.034
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R 0.031	R -0.013	R 0.029	R -0.017	R 0.010	R 0.021	R -0.052
		SI [K]						
80001	San Andrés	R -0.013	R -0.024	A ↘ -0.032	A ↘ -0.060	A ↘ -0.081	A ↘ -0.116	A ↘ -0.150
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R -0.009	R -0.050	R -0.045	R -0.038	R -0.008	R -0.047	R -0.018
80222	Bogotá / El Dorado	R 0.003	R -0.004	R -0.009	R -0.014	R -0.009	R -0.009	R -0.016
80241	Las Gaviotas	R -0.024	A ↗ 0.029	A ↗ 0.022	R 0.004	R 0.000	R 0.026	R 0.003
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R -0.004	R -0.003	R -0.018	R -0.003	R -0.004	R 0.008	R 0.061
		CAPE [J/kg]						
80001	San Andrés	R 0.069	R 0.271	A ↗ 3.018	A ↗ 16.983	A ↗ 18.070	A ↗ 19.215	A ↗ 19.026
80035	Riohacha / Almirante Padilla	R -0.124	R -0.201	A ↘ -2.037	R -12.788	A ↗ 10.188	A ↗ 18.030	A ↗ 23.928
80222	Bogotá / El Dorado	R 0.132	R 0.031	R -0.057	A ↘ -0.202	A ↘ -0.553	A ↘ -1.816	R -1.860
80241	Las Gaviotas	R -0.078	R -0.159	R -0.940	A ↘ -6.990	A ↘ -19.059	A ↘ -26.123	A ↘ -31.497
80398	Leticia / Vásquez Cobo	R 0.389	R 0.282	R 0.515	R 1.306	R 5.542	R 8.573	R 8.620

Los resultados distan de ser consistentes para cada cuantil de cada índice cuando se evalúa la existencia de tendencias con las diferentes pruebas. Sin embargo se pueden observar algunos patrones generales como los siguientes:

- Las series mensuales medias de los índices LI, SI, K y CAPE no muestran tendencias claras de cambio. El índice TT muestra tendencia creciente con magnitud máxima de 0.011 °C/mes.
- Las series mensuales máximas de los índices LI, SI, K y TT no muestran tendencias claras de cambio. El índice CAPE muestra tendencia creciente con magnitud máxima de 1.7 J/Kg/mes para la estación Leticia y tendencia decreciente con magnitud máxima de 2.3 J/Kg/mes para la estación Las Gaviotas.
- Las series mensuales mínimas de los índices LI, SI, K y CAPE no muestran tendencias claras de cambio. El índice TT muestra tendencia creciente con magnitud máxima de 0.06 °C/mes.
- Las series anuales medias de los índices LI, SI, K y CAPE no muestran tendencias claras de cambio. El índice TT muestra tendencia creciente con magnitud máxima de 0.06 °C/mes.
- En general las series mínimas, máximas y medias anuales para todos los índices no presentan tendencia clara de cambio, excepto para la serie de mínimos anuales del índice TT que presenta señal de decrecimiento con magnitudes máximas de 0.27 °C/año.
- Las series de percentiles anuales para todos los índices, no presentan una señal clara de cambio.

5.4. CONCLUSIONES

El signo de las tendencias en los índices de estabilidad tiene sentido cuando se interpreta teniendo en cuenta el planteamiento y el significado de cada índice. Por ejemplo, si la atmósfera de un lugar tiene una tendencia hacia la estabilidad las tendencias en LI, y SI deberían ser positivas y las tendencias en K, CAPE y TT negativas, y viceversa. De esta forma se pueden sacar las siguientes conclusiones.

La atmósfera de San Andrés presenta tendencia hacia la inestabilidad diagnosticadas claramente en todos los percentiles, y en la serie mensual de valores medios, máximos y mínimos.

Las señales en Riohacha no son muy claras. En las series de valores medios de los índices predomina la no existencia de tendencias significativas, mientras en los valores extremos las señales son contradictorias.

En Bogotá predominan los resultados que indican que no existen tendencias significativas ni en las series de valores medios ni en las de los extremos.

En Las Gaviotas la totalidad de las señales indican tendencia clara a la estabilidad atmosférica.

En Leticia las series de valores medios indican tendencia a la inestabilidad, en las de valores máximos predomina la no presencia de tendencias significativas y en las de los mínimos las señales no son claras.

Estos resultados deberían ser un aporte importante para la investigación y la gestión en temas como la dinámica de la contaminación del aire en los centros urbanos, la gestión del transporte y la industria para el control de dichos contaminantes, las implicaciones que los mismos pueden tener en la salud pública, la gestión de la navegación aérea, la formación de fenómenos hidrometeorológicos extremos, etc.

5.5. REFERENCIAS

- Barrantes, J.A. 2001. Los índices de estabilidad y la lluvia en el Valle Central. *Tópicos Meteorológicos y Oceanográficos*, 8(1), 10-14.
- Brunt, D. 1941. *Physical and Dynamical Meteorology*. Cambridge University Press. 428 pp.
- DeRubertis, D. 2006. Recent Trends in Four Common Stability Indices Derived from U.S. Radiosonde Observations. *Journal of Climate*, 19(3), 309-323, doi:10.1175/JCLI3626.1.
- Doswell, C.A.I. 1996. On Convective Indices and Sounding Classification, en *Preprints, 5th Australian Severe Storms Conf.*, editado por el Bureau of Meteorology, Avoca Beach, New South Wales.
- Durre, I., R.S. Vose, D.B. Wuertz. 2006. Overview of the Integrated Global Radiosonde Archive. *Journal of Climate*, 19(1), 53-68.

- Durre, I., X. Yin. 2008. Enhanced Radiosonde data for studies of vertical structure. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 89, 1257-1262.
- Galway, J.G. 1956. The lifted index as a predictor of latent instability. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 37, 528–529.
- George, J.J. 1960. *Weather and Forecasting for Aeronautics*. Academic Press, 673 pp.
- Guo, Y., Y. Ding. 2009. Long-Term Free-Atmosphere Temperature Trends in China Derived from Homogenized In Situ Radiosonde Temperature Series. *Journal of Climate*, 22(4), 1037, doi:10.1175/2008JCLI2480.1.
- Hurst, D.F., S.J. Oltmans, H. Vömel, K.H. Rosenlof, S.M. Davis, E.A. Ray, E.G. Hall, A.F. Jordan. 2011. Stratospheric water vapor trends over Boulder, Colorado: Analysis of the 30 year Boulder record. *Journal of Geophysical Research*, 116(D2), doi:10.1029/2010JD015065.
- Lanzante, J.R., S.A. Klein, D.J. Seidel. 2003a. Temporal homogenization of monthly radiosonde temperature data. Part I: Methodology. *Journal of Climate*, 16, 224–240.
- Lanzante, J.R., S.A. Klein, D.J. Seidel. 2003b. Temporal homogenization of monthly radiosonde temperature data. Part II: Trends, sensitivities, and MSU comparison. *Journal of Climate*, 16, 241–262.
- Miller, R.C. 1972. Notes on analysis and severe storm forecasting procedures of the Air Force Global Weather Central. Tech. Rept. 200(R), Headquarters, Air Weather Service, USAF, 190 pp.
- Moncrieff, M.W., J.S.A. Green. 1972. The propagation of steady convective overturning in shear. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, 98, 336- 352.
- Randel, W.J. et al. 2009. An update of observed stratospheric temperature trends. *Journal of Geophysical Research*, 114(D02107), doi:10.1029/2008JD010421.
- Renno, O.N., A.P. Ingersoll. 1996. Natural Convection as a Heat Engine. *Journal of the Atmospheric Sciences*, 53, No. 4, 572–585.
- Sankovich, V., J.T. Schaefer, J.J. Levit. 2007. A Comparison of Rawinsonde Data from the Southeastern United States during El Niño, La Niña, and Neutral Winters, in *22nd Conference of Severe Local Storms*, Hyannis, Massachusetts.
- Showalter, A.K. 1947. A stability index for forecasting thunderstorms. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 34, 250– 252.
- Showalter, A.K. 1953. A stability index for thunderstorm forecasting. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 34, 250-252
- WMO. 2008. “Measurement of upper air pressure, temperature, humidity”, en *Guide to Meteorological Instruments and Methods of Observation*, pp. 1-46, World Meteorological Organization, Geneva.

6. Cambios en la fase y la amplitud de los ciclos anual y semianual en series mensuales de precipitación, temperatura y caudales en Colombia

6.1. INTRODUCCIÓN

Una serie de tiempo de cualquier variable hidroclimatológica es la manifestación de muchos fenómenos ocurriendo en distintas escalas espaciales y temporales. Todos esos procesos tienen escalas en las que se manifiestan con mayor potencia que en otras. Una serie de tiempo de una variable contiene información mezclada de todos estos procesos. Un reto fundamental de quienes estudian el clima es descifrar las señales independientes de los diferentes fenómenos a una escala determinada, así como la parte de la información que no puede asimilarse con alguno de ellos, a la cual se le suele llamar ruido.

Muchos de los fenómenos que intervienen en la ocurrencia de una serie de tiempo tienen su origen en fenómenos cíclicos, algunos con frecuencia relativamente estable como por ejemplo el ciclo diurno y el ciclo anual, y otros con frecuencia variable como el ENSO o la NAO. Estos fenómenos introducen señales cíclicas en las series de tiempo. Otros fenómenos no son cíclicos e introducen señales acíclicas en las series, generalmente llamadas tendencias. Fenómenos acíclicos son por ejemplo los cambios en los usos del suelo, el aumento de la concentración de CO₂ en la atmósfera, y la deriva continental.

La fase y la amplitud de los ciclos hidroclimatológicos es de vital importancia en la planificación de la agricultura, en la operación de embalses para la generación de hidroelectricidad y el abastecimiento de agua doméstico, industrial y agropecuario, en el diseño de planes de prevención y mitigación de desastres naturales ocasionados por el invierno, en el diseño de campañas de vacunación contra enfermedades recurrentes con las condiciones climáticas, etc.

En la agricultura, por ejemplo, los ciclos anual y semianual condicionan muchos procesos fenológicos; en el cultivo de cítricos y de mango, la floración es controlada fuertemente por la distribución temporal de las lluvias y/o la temperatura (Orduz-Rodríguez et al., 2010; Ramírez y Davenport, 2010; Southwick y Davenport, 1986. Nunez-Elisea y Davenport, 1994). Para el cultivo del algodón también es un asunto crucial debido a la vulnerabilidad del cultivo ante la lluvia durante la época próxima a la cosecha. La acumulación de unidades térmicas es también determinante de la dinámica de la floración e banano (Ganry, 1973). La vegetación natural por supuesto también está sometida a los condicionantes (Morissette et al., 2009).

Los ciclos fenológicos de muchos insectos (polinizadores, herbívoros, vectores de enfermedades) están también controlados por las fases de los fenómenos hidroclimáticos (Hegland et al., 2009; Powell y Logan, 2005; Ruíz et al., 2006).

En el capítulo 3 se evaluó la existencia de tendencias en series de tiempo de precipitación, temperatura media y caudales medios mensuales en Colombia. En este capítulo se estudia la evolución de largo plazo en la fase y la amplitud de los ciclos anual y semianual de las mismas series. Para esto se utilizó la técnica de la Demodulación Compleja (Thomson, 1995) que se describe en la sección 6.2. Esta técnica había sido ya empleada por Mesa et al (1997) y Pérez et al. (1998) en series mensuales de temperatura media y mínima, temperatura de rocío, tensión de vapor, evaporación de tanque y caudales medios en Colombia. Estos autores encontraron cambios en la fase y la amplitud en los ciclos anual y semianual en muchas de las series que analizaron, tal como se muestra en la Tabla 17; la secuencia slepiana que utilizaron fue de 22 años de longitud.

6.1. DATOS

La base de datos para el análisis de cambios de fase y amplitud de los ciclos anual y semianual está compuesta en principio por las mismas series de tiempo de caudales medios, temperatura media y precipitación mensuales en Colombia que se analizaron en el Capítulo 3. Las series se seleccionaron tomando aquellas con longitud de registro mayor de 25 años, y que además esa longitud de registros fuera de al menos 1.5 veces la longitud del filtro slepiano utilizado en la Demodulación Compleja (vea la sección 6.2). Con estas restricciones la base de datos de las series seleccionadas quedó compuesta 83 series de temperatura media, 902 de precipitación y 281 de caudal medio. Las estaciones y las series correspondientes son las que se presentan en las tablas y gráficas de los anexos B, C y D para temperaturas medias, precipitación y caudales medios respectivamente.

Tabla 17. Cantidad de series con tendencias crecientes (\nearrow) y decrecientes (\searrow) en la fase (ϕ) y la amplitud (A) de los ciclos anual (CA) y semianual (CSA) encontradas por Mesa et al (1997) y Pérez et al. (1998) en series mensuales en Colombia.

Serie	T mínima		T media		T rocío		Tensión de vapor		Precipitación		Caudal	
	\nearrow	\searrow	\nearrow	\searrow	\nearrow	\searrow	\nearrow	\searrow	\nearrow	\searrow	\nearrow	\searrow
ϕ_{CA}	21	15	19	15	12	10	19	8	77	55	8	15
A_{CA}	27	11	36	1	20	2	23	4	66	61	7	16
ϕ_{CSA}	26	10	26	10	14	8	17	10	111	18	20	4
A_{CSA}	26	12	33	3	19	3	21	6	62	67	9	15
$\phi_{CSA}-\phi_{CA}$	23	14	19	14	12	9	7	17	75	52	17	5

6.2. METODOLOGÍA

La técnica de la Demodulación Compleja (Thomson, 1995) consiste en el análisis de la evolución temporal de la fase y la amplitud de la serie de tiempo, que se calculan para cada tiempo (t) a partir de la transformada de Fourier de la serie original en convolución con un filtro matemático que suele ser una secuencia slepiana de orden 0. Dicha transformada de Fourier se escribe así:

$$Y(t) = h(t) * x(t) \cdot e^{-2\pi i f t}$$

$$Y(t) = \sum_{j=0}^{N-1} h(j) \cdot x(t-j) \cdot e^{-2\pi i f (t-j)}$$

donde h es el filtro, x es la serie original, f es la frecuencia a analizar y N es el número de elementos del filtro (en meses en el caso de series mensuales). Las series de amplitud (A) y fase (ϕ) se calculan de esta manera:

$$A(t) = 2|Y(t)|$$

$$\phi(t) = \tan^{-1} \frac{\text{Im}\{Y(t)\}}{\text{Re}\{Y(t)\}}$$

Para el cálculo de la Demodulación Compleja se utilizaron las rutinas del grupo de investigación “Posgrado en Aprovechamiento de Recursos Hidráulicos” desarrolladas por Carlos Ariel Pérez en el lenguaje de programación IDL (ITT Visual Information Solutions: <http://www.itvis.com/>) y que originalmente se utilizaron en los trabajos de Mesa et al. (1997) y Pérez et al. (1998). El proceso se hizo utilizando filtros slepianos para cuatro longitudes (N) diferentes, 5, 10, 15 y 22 años, que son los mismos parámetros utilizados por Mesa et al. (1997) y Pérez et al. (1998). Los filtros slepianos de orden 0 para estas longitudes se calcularon usando el software O-Matrix (Harmonic Software Inc.: <http://www.omatrix.com>) y son los que se muestran en la Figura 34.

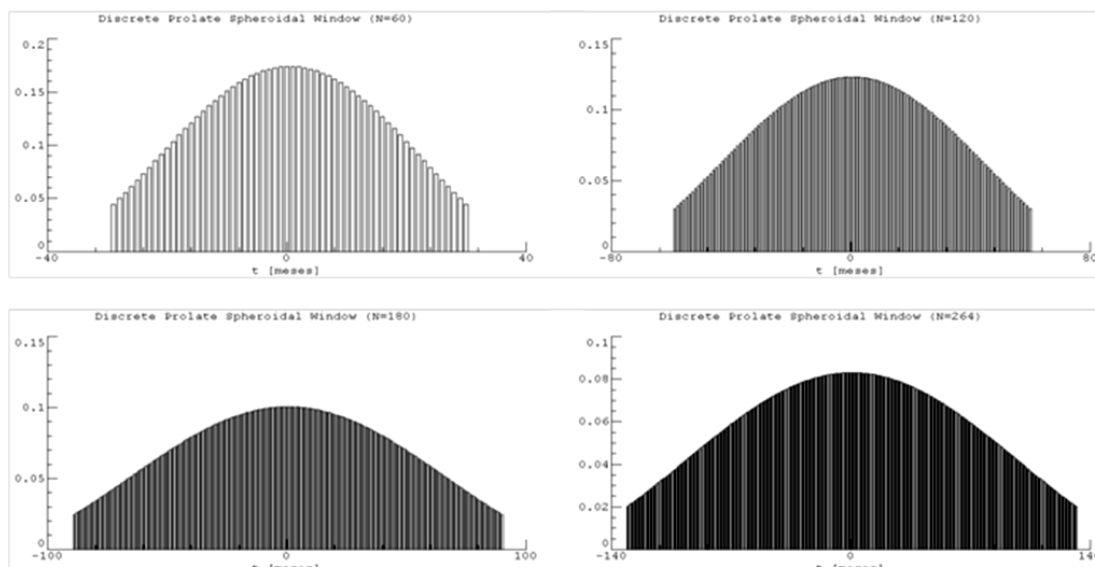


Figura 34. Filtros slepianos de orden 0 para longitudes de 5, 10, 15 y 22 años. Los filtros slepianos se calcularon utilizando el software O-Matrix (Harmonic Software Inc.: <http://www.omatrix.com>).

6.3. RESULTADOS

Las series de tiempo de la fase ($\phi(t)$) y la amplitud ($A(t)$) de los ciclos anual y semianual para todas las series están en los anexos B, C y D para temperaturas medias, precipitación y caudales medios respectivamente. Un ejemplo de estas gráficas se presenta en la Figura 35, que corresponde a la serie de temperaturas medias mensuales en el Aeropuerto Simón Bolívar de Santa Marta.

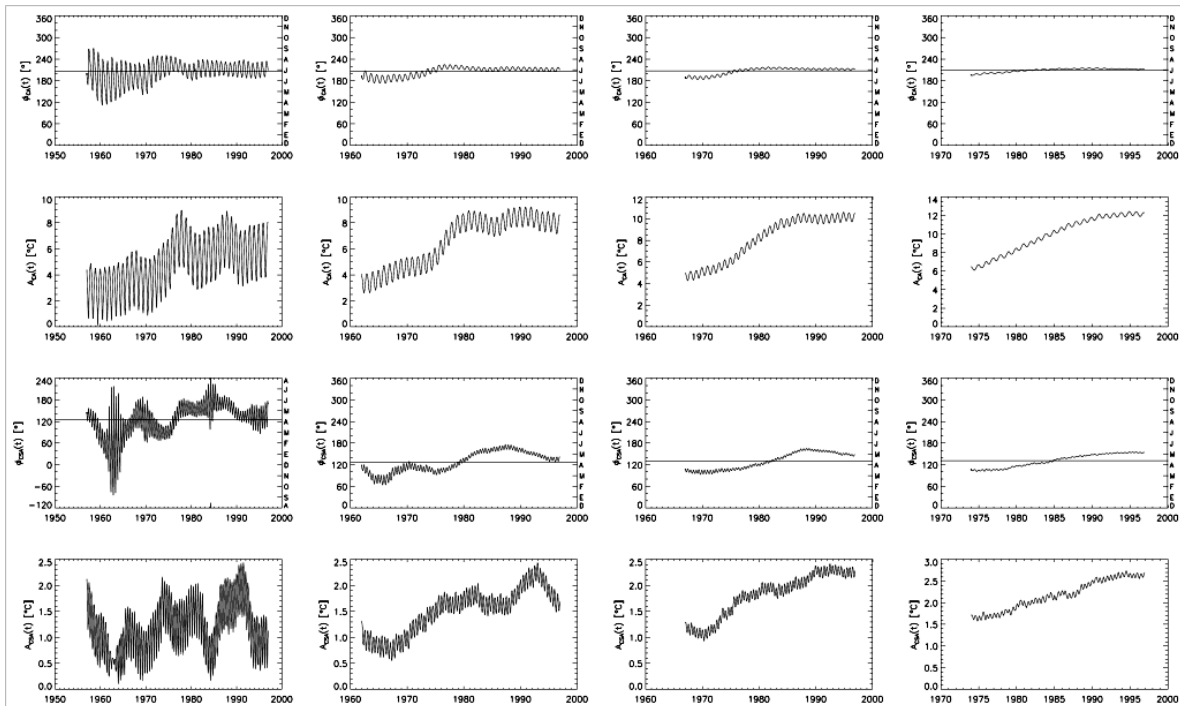


Figura 35. Series de tiempo de la fase y la amplitud de los ciclos anual y semianual de la serie de temperaturas medias mensuales de la estación 1501505 (Aeropuerto Simón Bolívar) obtenidos por la técnica de la Demodulación Compleja.

Mientras menor es la longitud del filtro slepiano utilizado en la Demodulación Compleja, más variabilidad se presenta en las series de fase y amplitud de los ciclos anual y semianual y por lo tanto más difícil es discernir cuáles cambios en la serie se deben a tendencias de largo plazo y cuáles a la variabilidad de la serie. Por otra parte, mientras más largo sea el filtro slepiano, más larga debe ser la serie para poder aplicar la técnica, y como las series hidroclimatológica en Colombia no son muy extensas, esto se convierte en un problema porque obliga a descartar muchas series del análisis. Con base en estas dos consideraciones se decidió evaluar las tendencias de largo plazo en las series de fase y amplitud obtenidas con un filtro slepiano de 15 años. Las tendencias se calcularon mediante el ajuste de una regresión lineal a las series de tiempo como se muestra en el ejemplo de la Figura 36 para la serie de temperaturas medias mensuales del Aeropuerto Simón Bolívar. A partir de estas regresiones se obtuvieron las

magnitudes de las tendencias como las pendientes de las líneas de regresión, en total 4 para cada serie original, y que corresponden a las tendencias en la fase y la amplitud de ambos ciclos. Realizando este procedimiento para todas las series se obtuvieron las magnitudes de las tendencias en la fase y la amplitud de los ciclos anual y semianual para todas las series de todas las variables. Luego se calcularon los histogramas de frecuencia y de frecuencia acumulada para todas las pendientes, y son los que se muestran en la Figura 37 para la temperatura medias, la Figura 38 para precipitación y la Figura 39 para caudales medios mensuales.

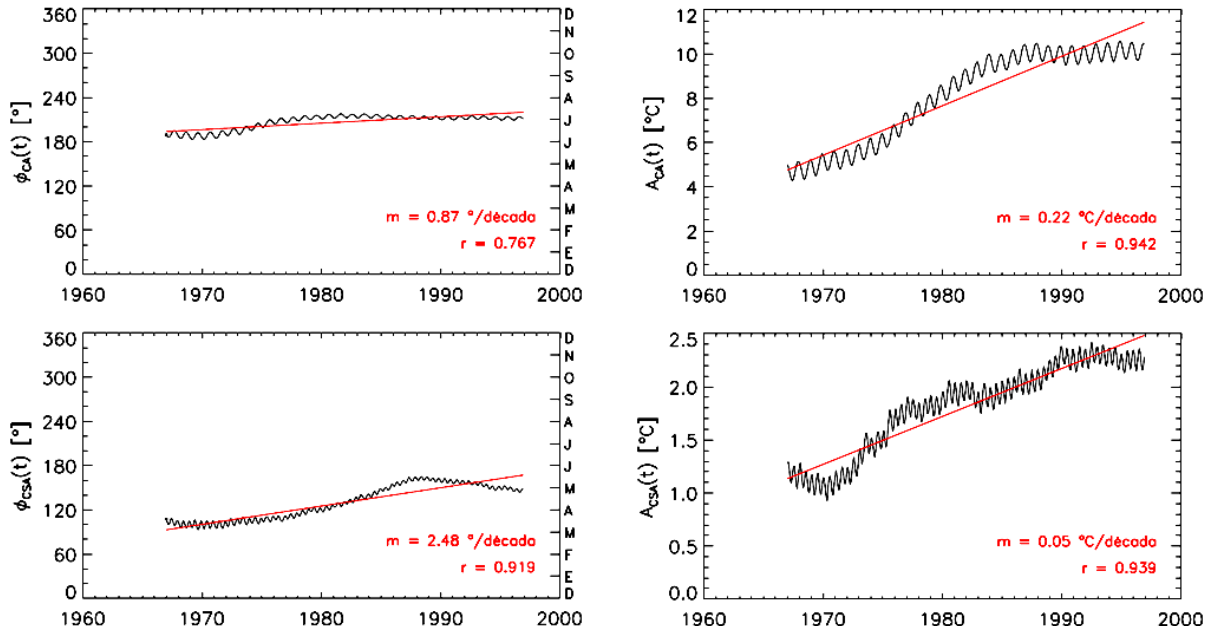


Figura 36. Tendencias de largo plazo en la fase y la amplitud de los ciclos anual y semianual de la serie de temperaturas medias mensuales de la estación 1501505 (Aeropuerto Simón Bolívar) obtenidas por Demodulación Compleja utilizando una secuencia slepiana de 15 años de longitud.

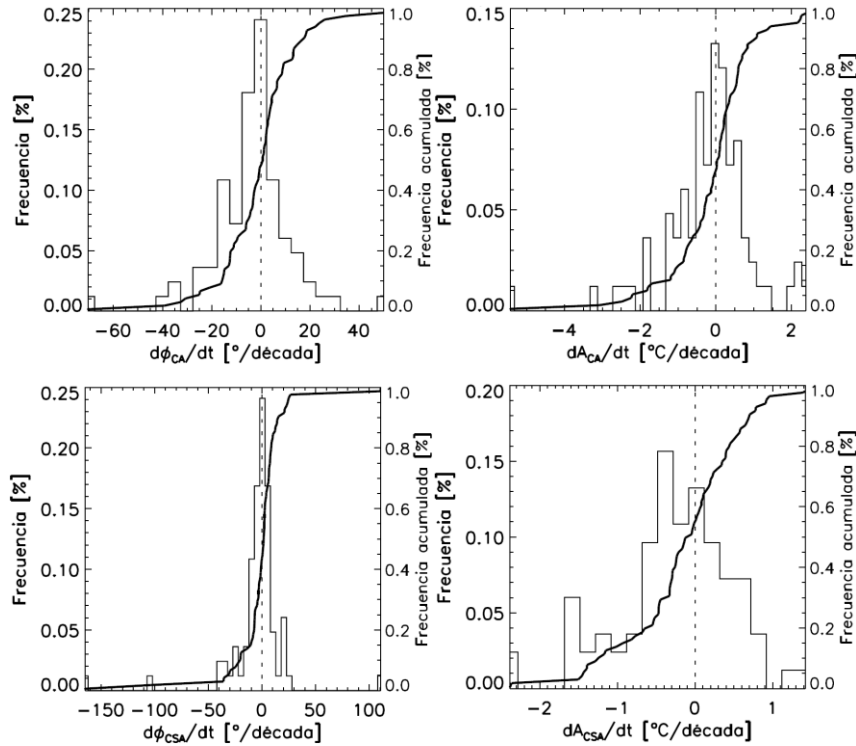


Figura 37. Distribución de frecuencias de la magnitud de la pendiente de la línea de ajuste a las series de tiempo de fase y amplitud de los ciclos anual y semianual de las series de temperatura media.

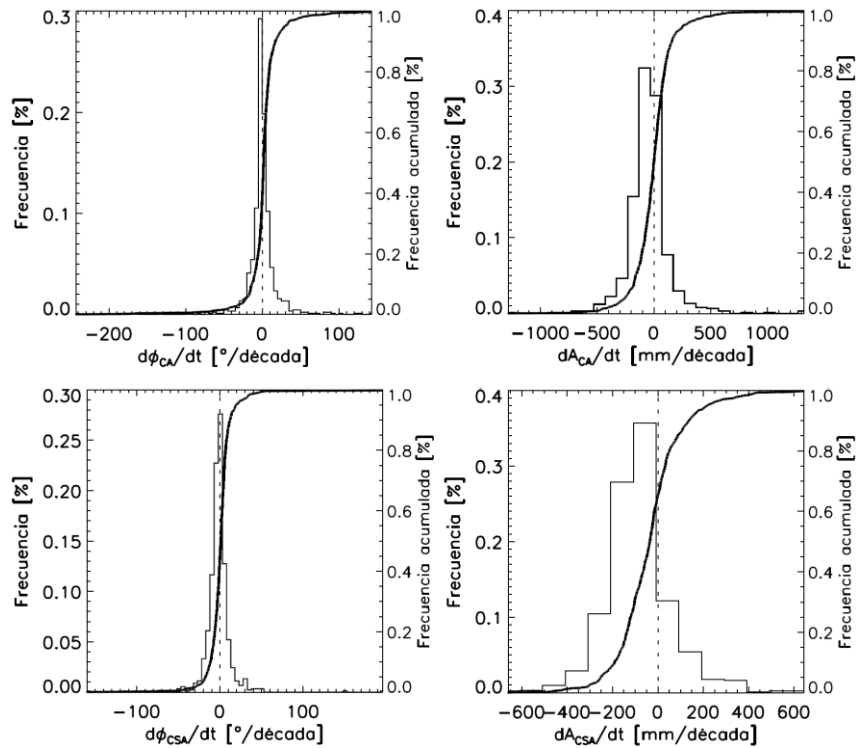


Figura 38. Distribución de frecuencias de la magnitud de la pendiente de la línea de ajuste a las series de tiempo de fase y amplitud de los ciclos anual y semianual de las series de precipitación.

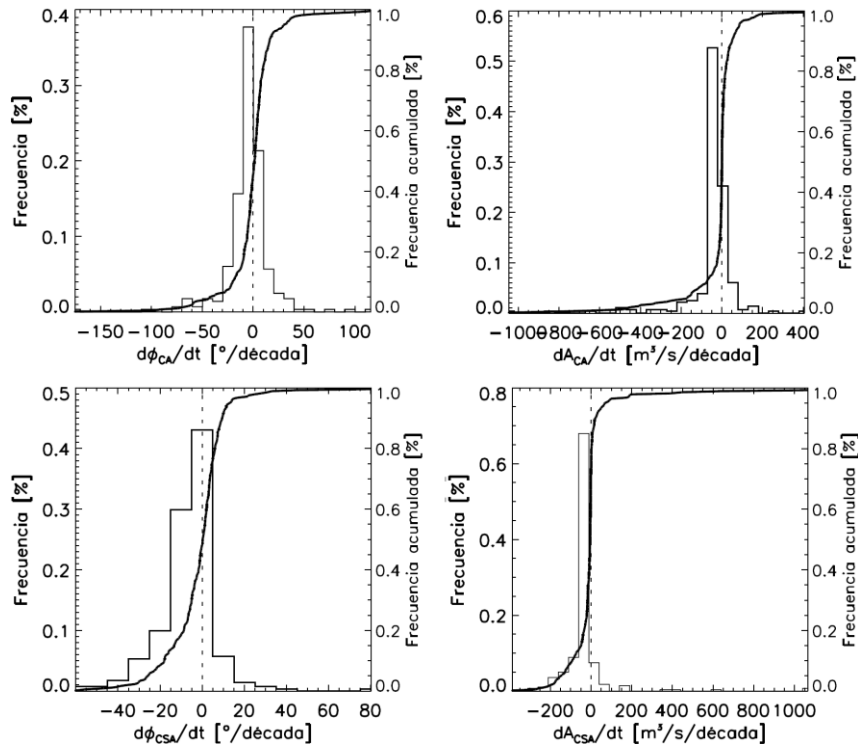


Figura 39. Distribución de frecuencias de la magnitud de la pendiente de la línea de ajuste a las series de tiempo de fase y amplitud de los ciclos anual y semianual de las series de caudales medios.

6.4. CONCLUSIONES

Las series de precipitación muestran pocas señales de cambio en la fase, siendo estas pequeñas y distribuidas simétricamente alrededor de cero. En las tendencias en la amplitud de los ciclos hay más dispersión, especialmente para el ciclo semianual, con predominio de las tendencias negativas sobre las positivas.

En los caudales medios predominan las tendencias negativas en la fase y la amplitud de ambos ciclos, teniendo mayor varianza las tendencias en la fase que en la amplitud.

Las series de temperatura muestran las tendencias en la fase y la amplitud más fuertes entre las variables estudiadas, exhibiendo tendencias tanto positivas como negativas, excepto posiblemente en la fase del ciclo semianual donde las magnitudes de las tendencias son menores y distribuidas simétricamente alrededor de cero.

Los histogramas contienen datos que no representan bien lo que sucede. Por ejemplo cuando hay tendencias no lineales, o cuando hay comportamiento periódicos, la pendiente estimada por el ajuste a una línea recta no es representativa del comportamiento de largo plazo de la serie. Es necesario implementar técnicas de diagnóstico más certeras.

6.5. REFERENCIAS

- Ganry, J. 1973. Etude du développement du système foliaire du bananier en fonction de la température. *Fruits*, 28(7-8), 499-516.
- Hegland, S.J., A. Nielsen, A. Lázaro, A.-L. Bjerknæs, Ø. Totland. 2009. How does climate warming affect plant-pollinator interactions? *Ecology Letters*, 12(2), 184-195, doi:10.1111/j.1461-0248.2008.01269.x.
- Mesa, O., G. Poveda, L.F. Carvajal. 1997. *Introducción al Clima de Colombia*, Universidad Nacional de Colombia, Santa Fe de Bogotá, D.C., Colombia.
- Morisette, J.T. et al. 2009. Tracking the rhythm of the seasons in the face of global change: phenological research in the 21st century. *Frontiers in Ecology and the Environment*, 7(5), 253-260, doi:10.1890/070217.
- Núñez-Elisea, R., T. Davenport. 1994. Flowering of mango trees in containers as influenced by seasonal temperature and water stress. *Scientia Horticulturae*, 58(1-2), 57-66, doi:10.1016/0304-4238(94)90127-9.
- Orduz-Rodríguez, J. O., H. J. Monroy, G. Fischer. 2010. Comportamiento fenológico de la mandarina "Arrayana" en el piedemonte del Meta, Colombia. *Agronomía Colombiana*, 28(1), 63-70.
- Pérez, C.A., G. Poveda, O.J. Mesa, L.F. Carvajal, A. Ochoa. 1998. Evidencias del Cambio Climático en Colombia: Tendencias y Cambios de Fase y Amplitud de los Ciclos Anual y Semianual, *Bulletin de l'Institut Français d'Études Andines*, 27(3), 537-546.
- Powell, J.A., J.A. Logan. 2005. Insect seasonality: circle map analysis of temperature-driven life cycles. *Theoretical Population Biology*, 67(3), 161-179, doi:10.1016/j.tpb.2004.10.001.
- Ramírez, F., T. L. Davenport. 2010. Mango (*Mangifera indica* L.) flowering physiology. *Scientia Horticulturae*, 126(2), 65-72, doi:10.1016/j.scienta.2010.06.024.
- Ruiz, D., G. Poveda, I.D. Vélez, M.L. Quiñones, G.L. Rúa, L.E. Velásquez, J.S. Zuluaga. 2006. Modelling entomological-climatic interactions of *Plasmodium falciparum* malaria transmission in two Colombian endemic-regions: contributions to a National Malaria Early Warning System. *Malaria Journal*, 5(66), doi:10.1186/1475-2875-5-66.
- Southwick, S.M., T.L. Davenport. 1986. Characterization of water stress and low temperature effects on flower induction in citrus. *Plant Physiology*, 81(1), 26-29.
- Thomson, D.J. 1995. The seasons, global temperature, and precession. *Science*, 268(5207), 59-68, doi:10.1126/science.268.5207.59.

A. Resultados de las pruebas estadísticas

B. Demodulación Compleja de series de temperatura media

C. Demodulación Compleja de series de precipitación

D. Demodulación Compleja de series de caudal medio

E. Diagramas Skew-T Log-P para San Andrés

F. Diagramas Skew-T Log-P para Riohacha

G. Diagramas Skew-T Log-P para Bogotá

H. Diagramas Skew-T Log-P para Las Gaviotas

I. Diagramas Skew-T Log-P para Leticia