



ISSN 2007-2422

Tecnología y Ciencias $\mathcal{E}$ Agua



Borbollón, Xochimilco, México. Foto: Indira Franco.

Consejo Editorial

Dr. Adrián Pedrozo Acuña
Director General
Instituto Mexicano de Tecnología del Agua

Editor en Jefe
Dr. Álvaro Alberto Aldama Rodríguez
Consultor Independiente, México

Editor en Agua y Energía
Dr. Rodolfo Alvarado Montero
Consultor independiente, Holanda

Editora en Calidad del Agua
Dra. Julia Elena Prince Flores
Instituto Mexicano de Tecnología del Agua

Editor en Tratamiento del Agua
Dr. Miguel Ángel López Zavala
Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, México

Editor en Ciencias Hidroagrícolas
Dr. Jaime Garatuza Payán
Instituto Tecnológico de Sonora, México

Editora en Ciencias Sociales
Dra. María Luisa Torregrosa y Armentia
FLACSO, México

Editor en Gestión del Agua
Dr. Aldo Iván Ramírez Orozco
Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, México

Editor en Hidráulica
Dr. Martín Dagoberto Mundo Molina
Universidad Autónoma de Chiapas, México

Editora en Hidrología Subterránea
Dra. Graciela Herrera Zamarrón
Universidad Nacional Autónoma de México

Editor en Hidrología Superficial
Dr. Martín Alfonso Gutiérrez López
Universidad Autónoma del Estado de Querétaro, México

Editor en Innovación Científica y Tecnológica
Dr. Salvador Peña Haro
Photrack AG, Suiza

Secretario Técnico
Mtro. Alberto Rojas Rueda
Instituto Mexicano de Tecnología del Agua

Coordinadora editorial
M.I.D. Helena Rivas López
Instituto Mexicano de Tecnología del Agua

Coordinación Editorial
Seguimiento del proceso de arbitraje: Elizabeth Peña Montiel, Josefa Figueroa Miranda y Luis Aviles Rios
Marcación y XML: Luisa Guadalupe Ramírez Martínez
Webmaster: Claudia Patricia Martínez Salgado

• **Dr. Alcides Juan León Méndez**, Centro de Investigaciones Hidráulicas, Cuba • **Dr. Aldo Iván Ramírez Orozco**, Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, México • **Dr. Alejandro López Alvarado**, Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, Chile • **Dra. Alma Chávez Mejía**, Universidad Nacional Autónoma de México • **Dr. Andrei S. Jouravlev**, Comisión Económica para América Latina y el Caribe, Chile • **Dr. Andrés Rodríguez**, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina • **Dra. Anne Margrethe Hansen Hansen**, Instituto Mexicano de Tecnología del Agua • **Dr. Ariosto Aguilar Chávez**, Instituto Mexicano de Tecnología del Agua • **Dr. Armando Guevara Gil**, Pontificia Universidad Católica, Perú • **Dr. Arturo Marciano**, Asociación Internacional de Ingeniería e Investigaciones Hidráulicas, Venezuela • **Dra. Aziza Akhmouch**, Organisation for economic Cooperation and Development, Francia • **Dr. Carlos Chairez Araiza**, consultor, México • **Dr. Carlos Cruickshank Villanueva**, Universidad Nacional Autónoma de México • **Dr. Carlos Díaz Delgado**, Universidad Autónoma del Estado de México • **Dr. Carlos E. Puente**, University of California, EUA • **Dr. Cleverson Vitorio Andreoli**, Centro Universitario Unifae, Brasil • **Dr. Daene C. McKinney**, University of Texas at Austin, Estados Unidos • **Dr. Daniel Murillo Licea**, Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social, México • **Dr. Eduardo A. Varas Castellón**, Pontificia Universidad Católica, Chile • **Dr. Emmanuel Galindo Escamilla**, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, México • **Dr. Enrique Cabrera Marcet**, Universidad Politécnica de Valencia, España • **Dr. Enrique Playán Jubillar**, Consejo Superior de Investigaciones Científicas, España • **Dr. Eric Rendón Schreier**, Universidad Nacional Agraria La Molina, Perú • **Dr. Erick R. Bandala**, Desert Research Institute, Reno, EUA • **Dr. Ernesto José González Rivas**, Universidad Central de Venezuela • **Dr. Federico Estrada**, Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas, España • **Dr. Gerardo Buelna**, Centre de Recherche Industrielle Québec, Canadá • **Dra. Gabriela Eleonora Moeller Chávez**, Universidad Politécnica del Estado de Morelos, México • **Dr. Gueorguiev Tzatchkov Velitchko**, Instituto Mexicano de Tecnología del Agua • **Ing. Héctor Garduño Velasco**, consultor, México • **M.I. Horacio Rubio Gutiérrez**, Comisión Nacional del Agua, México • **Dr. Ismael Aguilar Barajas**, Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, México • **Dr. Ismael Mariño Tapia**, Instituto Politécnico Nacional, México • **Dr. Ismael Piedra Cueva**, Universidad de la República, Uruguay • **Dr. Iván Obando Camino**, Universidad de Talca, Chile • **Dr. Jaime Iván Ordóñez Ordóñez**, Universidad Nacional, Bogotá, Colombia • **Dr. Joaquín Rodríguez Chaparro**, Ministerio de Medio Ambiente, Medio Rural y Marino, España • **Dr. José Ángel Raynal Villaseñor**, Universidad de las Américas, Puebla, México • **Dr. José D. Salas**, University of Colorado, EUA • **Dr. José Joel Carrillo Rivera**, Universidad Nacional Autónoma de México • **Dr. José Luis Pimentel Equihua**, Colegio de Postgraduados, México • **José María Gómez Espín**, Universidad de Murcia, España • **M.C. Juan Andrés Martínez Álvarez**, Universidad Nacional Autónoma de México • **Dr. Juan B. Valdes**, The University of Arizona, EUA • **Dr. Juan Pedro Martín Vide**, Universidad Politécnica de Cataluña, España • **Dr. Julio Kuroiwa Zevallos**, Universidad Nacional de Ingeniería, Perú • **Dr. Karim Acuña Askar**, Universidad Autónoma de Nuevo León, México • **Dra. Luciana Coutinho**, Universidad de Do Minho, Portugal • **Dr. Luis F. León Vizcaino**, Waterloo, University, Canadá • **Dr. Luis Teixeira**, Instituto de Mecánica de Fluidos e Ingeniería Ambiental, Uruguay • **Dra. Luisa Paré Ouellet**, Universidad Nacional Autónoma de México • **Dr. Manuel Contijoch Escontria**, consultor • **Dr. Marcos von Sperling**, Universidad Federal de Minas Gerais, Brasil • **Dra. María Claudia Campos Pinilla**, Pontificia Universidad Javeriana, Colombia • **Dra. María Rafaela De Saldanha Matos**, Laboratorio Nacional de Ingeniería Civil, Portugal • **Dra. María Teresa Oré**, Pontificia Universidad Católica del Perú • **Dra. María Victoria Vélez Otálvaro**, Universidad Nacional de Colombia • **M.I. Mercedes Esperanza Ramírez Camperos**, Instituto Mexicano de Tecnología del Agua • **Dr. Michel M. Rosengaus Moshinsky**, consultor, México • **Dr. Miguel A. Medina**, Duke University, EUA • **Dr. Moisés Berezowsky Verdusco**, Universidad Nacional Autónoma de México • **Dr. Omar A. Miranda**, Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, Argentina • **Dr. Oscar L. Palacios Vélez**, Colegio de Postgraduados • **Dra. Natalia Uribe Pando**, Water Lex, Suiza • **Dr. Óscar F. Ibáñez Hernández**, Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México • **Dr. Paulo Salles Alfonso de Almeida**, Universidad Nacional Autónoma de México • **Dr. Rafael Val Segura**, Sistema de Aguas de la Ciudad de México • **Dr. Rafael Pardo Gómez**, Instituto Superior Politécnico • **Dr. Ramón Domínguez Mora**, Universidad Nacional Autónoma de México • **Dr. Ramón Fuentes Aguilar**, Instituto de Innovación en Minería y Metalurgia, Chile • **Dr. Ramón Ma. Gutiérrez Serret**, Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas, España • **Ing. Raquel Duque**, Asociación Internacional de Ingeniería e Investigaciones Hidráulicas, Colombia • **Dr. Raúl Antonio Lopardo**, Instituto Nacional del Agua, Argentina • **Dr. Rodolfo Silva Casarín**, Universidad Nacional Autónoma de México • **Dr. Serge Léonard Tamari Wagner**, Instituto Mexicano de Tecnología del Agua • **Dr. Simón González Martínez**, Universidad Nacional Autónoma de México • **Dr. Tomás Martínez Saldaña**, Colegio de Postgraduados, México • **Dr. Victor Hugo Alcocer Yamanaka**, consultor • **Dra. Ximena Vargas Mesa**, Universidad de Chile •



Contenido

Artículos (originales)

Articles (original)

Desigualdad en el abastecimiento público de agua en México: una realidad innegable

José Luis Montesillo-Cedillo

Evolución espacial de las estructuras turbulentas sobre una zona de vegetación flexible

Edwin Jonathan Pastrana

Ariosto Aguilar-Chávez

Ángel Mendoza-González

Causa de falla en la obra de excedencias, presa Endhó: modelación física

Martha Bautista-Hernández

Oscar Luis Palacios-Vélez

Martín Rubén Jiménez-Magaña

Ramón Eduardo Arteaga-Tovar

Validación y corrección de estimaciones de precipitación satelital utilizando observaciones en superficie en la región pampeana argentina

Martin Blanco

Eleonora Demaria

Georgina Cazenave

Erik Zimmermann

Hydrological modeling based on the KNN algorithm: An application for the forecast of daily flows of the Ramis river, Peru

Efrain Lujano

Rene Lujano

Juan Carlos Huamani

Apolinario Lujano

Caracterización probabilística de las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales mediante la distribución de von Mises

Daniel Francisco Campos-Aranda

Assessment of two low-cost geological materials as adsorbents for arsenic

Oscar Coreño-Alonso

Leticia Elena González-Gómez

Juan Coreño-Alonso



Contents

Artículos (traducción)

Articles (translation)

Inequality in the public water supply in Mexico: An undeniable reality 1

José Luis Montesillo-Cedillo

Space evolution of turbulent structures over a flexible vegetation area 27

Edwin Jonathan Pastrana

Ariosto Aguilar-Chávez

Ángel Mendoza-González

Cause of failure at Endhó dam spillway: Physical modeling 83

Martha Bautista-Hernández

Oscar Luis Palacios-Vélez

Martín Rubén Jiménez-Magaña

Ramón Eduardo Arteaga-Tovar

Validation and correction of satellite-estimated precipitation using ground observations in the Pampean region of Argentina 110

Martin Blanco

Eleonora Demaria

Georgina Cazenave

Erik Zimmermann

Modelado hidrológico basado en el algoritmo KNN: una aplicación para el pronóstico de caudales diarios del río Ramis, Perú 169

Efrain Lujano

Rene Lujano

Juan Carlos Huamani

Apolinario Lujano

Probabilistic characterization of the dates of occurrence of annual floods using the von Mises distribution 204

Daniel Francisco Campos-Aranda

Evaluación de dos materiales geológicos de bajo costo como adsorbentes para As 261

Oscar Coreño-Alonso

Leticia Elena González-Gómez

Juan Coreño-Alonso



Contenido

Artículos (originales)

Articles (original)

Temporal and spatial changes in surface water chemistry in a Mediterranean river of central Chile: The case of the Mataquito river (~35°S)

Juan A. Placencia

Patricio Torres-Ramírez

José Ortiz-Riquero

Rodolfo Jerez-Ruiz

Calidad y uso potencial de la red hidrográfica del centro-norte de Sinaloa, México

Gloria Marisol Castañeda-Ruelas

Kenia Sarai Arce-Navarro

José Guadalupe Llanes-Ocaña

Maribel Jiménez-Edeza

Analysis on the evolution of precipitation and Runoff characteristics in the east Pi River Basin, China

Hanjiang Nie

Zhenqian Shen

Tianling Qin

Xinfeng Gong

Yinghou Huang



Contents

Artículos (traducción)

Articles (translation)

Cambios temporales y espaciales en la química del agua superficial en un río mediterráneo de Chile central: el caso del río Mataquito (~35°S) 300

Juan A. Placencia

Patricio Torres-Ramírez

José Ortiz-Riquero

Rodolfo Jerez-Ruiz

Quality and potential use of the hydrographic network of north-central Sinaloa, Mexico 337

Gloria Marisol Castañeda-Ruelas

Kenia Sarai Arce-Navarro

José Guadalupe Llanes-Ocaña

Maribel Jiménez-Edeza

Análisis de la evolución de las características de la escorrentía y de las precipitaciones en la cuenca este del río Pi, China 376

Hanjiang Nie

Zhenqian Shen

Tianling Qin

Xinfeng Gong

Yinghou Huang

DOI: 10.24850/j-tyca-14-02-01

Artículos

Desigualdad en el abastecimiento público de agua en México: una realidad innegable

Inequality in the public water supply in Mexico: An undeniable reality

José Luis Montesillo-Cedillo¹, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9605-8001>

¹Universidad Autónoma del Estado de México, Estado de México, México, jlmontesilloc@uaemex.mx

Autor para correspondencia: José Luis Montesillo-Cedillo, jlmontesilloc@uaemex.mx

Resumen

México es un país de contrastes hasta en la asignación de agua para uso público urbano por entidad federativa. Las entidades del sur reciben menos caudal a pesar de contar con la mayor disponibilidad de agua renovable promedio anual de todo el país en relación con las del centro y norte de México. El objetivo de la investigación fue indagar si existía desigualdad en cuanto a la asignación de agua para abastecimiento



público a las entidades federativas cuya población de habla de lengua indígena representó 2 % o más, y si la temperatura máxima era relevante en dicha asignación. Para ello se propuso un modelo econométrico, cuya variable explicada fue el agua asignada para uso público urbano; las explicativas la población y la temperatura máxima por entidad federativa se estimaron por medio de mínimos cuadrados ordinarios. Los principales resultados fueron que la elasticidad población-asignación de agua para abastecimiento público para las entidades del norte que tienen una población de habla indígena de 2 % o más fue del 1.099 %; para las del sur, apenas del 0.667 %, y para el resto del país del 1.074 %. Se concluyó que sí existe desigualdad, y que ésta es mayor si las entidades federativas se localizan en el sur de México, y el 2 % o más de su población es de habla de lengua indígena.

Palabras clave: elasticidad, asignación de agua para abastecimiento público y comunidades indígenas.

Abstract

Mexico is a country of contrasts, even in the allocation of water for public use by state. The southern entities receive less water flow, despite having the highest availability of annual average renewable water in the entire country, compared to those in the center and north of Mexico. The research objective was to find out if there was inequality in the allocation of water for public supply to the states whose Indigenous language-speaking population represented 2 % or more, and if the maximum

temperature was relevant in said allocation. For this, an econometric model was proposed, whose explained variable was the water assigned for public use, and the explanatory ones, the population and the maximum temperature by state, were estimated by means of ordinary least squares. The main results were that the population-allocation elasticity of water for public supply for the northern entities that have an indigenous-speaking population of 2 % or more was 1.099 %; for those in the south, only 0.667 %, and for the rest of the country, 1.074 %. It was concluded that inequality does exist, and that it is greater if the states are located in southern Mexico and 2 % or more of their population speaks an indigenous language.

Keywords: Elasticity, allocation of water for public supply and indigenous communities.

Recibido: 29/04/2021

Aceptado: 29/09/2021

Introducción

México es un país de contrastes sociales, culturales, económicos, políticos y naturales. Sin embargo, la mayoría de las veces solo se destacan los socioeconómicos, culturales y políticos, pero siempre sobresalen los económicos. Así, se tiene que “nuestro país está inmerso en un ciclo vicioso de desigualdad, falta de crecimiento económico y pobreza” (Esquivel-Hernández, 2015: 5), con todos sus resultados no deseados para la población.

Además, “de acuerdo con cifras de Oxfam México, en el país, la desigualdad indica que el 1 % más rico tiene más de ocho veces la cantidad de riqueza que los 62 millones de personas en situación de pobreza por ingresos” (Mendoza, 2021: 1).

Sin embargo, las desigualdades en México también se desprenden del “racismo, el sexismo y otras formas de discriminación (que) no se basan simplemente en prejuicios irracionales, sino en mecanismos estratégicos con fines de explotación y expolio que han perdurado en el tiempo y que han beneficiado a ciertas personas a expensas de otras” (Oxfam Internacional, 2021: 4).

Los grupos indígenas, entre otros, han sido tradicionalmente excluidos (Palacios, 2020: 137). De ahí que la población indígena en

México tenga una tasa de pobreza cuatro veces mayor a la nacional (Esquivel-Hernández, 2015: 9).

Empero, también, en México es evidente otra forma de discriminación que propicia la desigualdad: el acceso al agua para abastecimiento público por entidad federativa. Cabe señalar que los “volúmenes de aguas nacionales concesionados o asignados a los usuarios se inscriben en el Registro Público de Derechos de Agua (Repda), agrupándose para fines prácticos en usos consuntivos (agrícola, abastecimiento público, industria autoabastecida y termoeléctricas) y no consuntivos (hidroeléctricas y conservación ecológica)” (Conagua, 2019).

De acuerdo con datos la Comisión Nacional del Agua (Conagua) (Conagua, 2018a: 24), el norte y centro de México concentran al 77 % de la población total (2017); aportan 83 % (2016) al Producto Interno Bruto (PIB) nacional, pero solo cuentan con 33 % del agua renovable promedio anual (2017).

Asimismo, a partir de información de Conagua, también se infiere que solo 11 entidades federativas de México concentran 37.33 % de la población; aportan 40.6 % (2019) al PIB; cuentan con 20.77 % del agua renovable promedio anual, y concentran 57.54 % del total de agua concesionada y asignada. Dichas entidades son Baja California, Coahuila, Chihuahua, Durango, Guanajuato, Jalisco, Michoacán, Nuevo León, Sinaloa, Sonora y Tamaulipas. Mismas que albergan menos del 50 % de la población; aportan menos del 50 % al PIB nacional, y tienen el 57.54

% del total de agua concesionada y asignada, a pesar de solo disponer del 20.77 % del agua renovable promedio anual.

El sur de México, por su parte, concentra 23 % de la población (2017); aporta 17 % al PIB nacional, y cuenta con 67 % del agua renovable promedio anual (2017) del país.

En relación con el abastecimiento de agua para uso público, las diferencias entre las entidades federativas pueden deberse a factores históricos (Birrichaga, 2009: 45); a que el gobierno dirige los mayores proyectos hídricos —de agua potable— a las grandes ciudades (Ochoa-García, 2018: 41); a que la política hídrica actual “da lugar a inequidad en el acceso a los recursos económicos por parte de los municipios” (Martínez-Austria & Vargas-Hidalgo, 2017: 117).

El acceso al agua se explica porque el origen del “sector hídrico” asumió una función de construcción (Pedrozo-Acuña, 2020: 2), con lo cual se benefició con infraestructura para riego y agua potable a las entidades federativas del norte y centro de México.

El mayor consumidor de agua en el mundo es el sector agrícola, seguido por el uso público urbano (abastecimiento público) y el industrial (Organización de la Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, FAO, por sus siglas en inglés) (FAO, 2020). Tal y como se puede observar en la Tabla 1 con algunos países seleccionados por el volumen de extracción.

Tabla 1. Países con mayor extracción de agua y porcentajes de uso agrícola, industrial y abastecimiento público, 2017.

País	Extracción total de agua en miles de millones de m ³ /año	Uso agrícola %	Uso industrial %	Uso abastecimiento público %
India	761.00	90.40	2.20	7.40
China	598.10	64.40	22.30	13.30
EUA	485.60	36.10	51.20	12.70
Pakistán	183.50	94.00	0.80	5.20
Indonesia	113.30	81.90	6.50	11.60
México	87.84	76.00	9.60	14.40
Vietnam	82.03	94.80	3.70	1.50
Japón	81.45	66.80	14.30	18.90
Egipto	78.00	85.90	2.60	11.50
Brasil	74.83	60.00	17.00	23.00
Iraq	66.00	78.80	14.70	6.50
Federación Rusa	61.00	19.90	59.80	20.30
Tailandia	57.31	90.40	4.80	4.80
Italia	53.75	44.10	35.90	20.00
Canadá	38.80	12.20	80.20	7.60
Argentina	37.78	73.90	10.60	15.50
España	37.35	68.20	17.60	14.20
Chile	35.43	83.00	13.40	3.60
Francia	30.23	10.40	71.50	18.10

Fuente: Conagua (2018a: 212-213).

Los principales sectores usuarios del agua son los que se muestran en la Tabla 1. Sin embargo, la mayoría de los estudios cuyo objetivo es calcular los determinantes de la cantidad demandada o suministrada de agua se concentran en el uso doméstico. Así, por ejemplo, se considera que la densidad poblacional en las zonas urbanas y el ingreso son determinantes de la demanda de agua potable; esto, para el caso de Puno, Perú (Huaquisto-Cáceres & Chambilla-Flores, 2019: 140) para México, se confirmó que el ingreso es y será determinante de la cantidad demanda de agua (Montesillo-Cedillo, 2017: 30), y para la ciudad de Manizales, Colombia, se determinó que las variables climáticas —temperatura media mensual y precipitación media mensual—, entre otras, son significativas en la demanda de agua para uso residencial (Sergio-Orrego, Vásquez, & Ponce, 2017: 153).

Entre los determinantes de las cantidades demandas de agua para uso doméstico en EUA, Australia, Reino Unido, Francia y España se han encontrado significativos factores sociodemográficos, psicológicos, niveles de urbanización y condiciones climáticas (Morote-Seguido, 2017: 262).

Por su parte, la Conagua (2012: 1) realizó un estudio para determinar los factores de la demanda de agua potable para uso doméstico en localidades urbanas —20 mil habitantes y más— de acuerdo con su clima —temperatura máxima y precipitación media— predominante con base en funciones de demanda; entre las variables

tradicionales, como “precio” e ingreso, también se consideró el tamaño de la familia, tipo de material de construcción de la vivienda, y si contaban con drenaje y lavadora. Cabe señalar que las variables climáticas sí fueron significativas estadísticamente con base en los resultados de los modelos econométricos estimados.

En los determinantes de la cantidad demandada, la cual se desprende del agua asignada a las entidades federativas para uso abastecimiento público, resultaron relevantes: clima, precio o tarifa del agua, ingreso disponible de los consumidores y tamaño de la población.

El objetivo de la presente investigación es averiguar si existe desigualdad en cuanto a la asignación de agua para abastecimiento público a las entidades federativas cuya población de habla indígena representa un 2 % o más del total, y si la temperatura máxima es relevante en dicha asignación.

Materiales y métodos

Los datos utilizados en la presente investigación se presentan en la Tabla 2.

Tabla 2. Volúmenes de agua asignados al uso abastecimiento público, población, población de cinco años y más hablante de lengua indígena, y temperatura máxima por entidad federativa de México.

Entidad federativa	Volúmenes de agua asignados al uso abastecimiento público, hm ³ /año, 2017 (AP)	Población, 2020*	Población de cinco años y más hablante de lengua indígena**	Temperatura máxima promedio °C, 2018***	Porcentaje de población hablante de lengua indígena****
Aguascalientes	127	1 425 607	2 508	26.5	0.18
Baja California	187	3 769 020	48 638	28.1	1.29
Baja California Sur	65	798 447	13 495	30.6	1.69
Campeche	170	928 363	91 020	33.1	9.80
Coahuila de Zaragoza	240	3 146 771	5 481	28.7	0.17
Colima	100	731 391	5 109	33.6	0.70
Chiapas	398	5 543 828	1 387 295	31.3	25.02
Chihuahua	492	3 741 869	106 093	27.7	2.84
Ciudad de México	1090	9 209 944	124 540	24.3	1.35
Durango	170	1 832 650	44 242	28	2.41
Guanajuato	549	6 166 934	13 828	27.2	0.22
Guerrero	381	3 540 685	495 585	32.1	14.00
Hidalgo	165	3 082 841	356 950	26.2	11.58
Jalisco	1067	8 348 151	65 021	29.3	0.78
México	1375	16 992 418	415 450	23	2.44
Michoacán	378	4 748 846	150 180	29.1	3.16

Entidad federativa	Volúmenes de agua asignados al uso abastecimiento público, hm ³ /año, 2017 (AP)	Población, 2020*	Población de cinco años y más hablante de lengua indígena**	Temperatura máxima promedio °C, 2018***	Porcentaje de población hablante de lengua indígena****
Morelos	283	1 971 520	37 569	29.6	1.91
Nayarit	126	1 235 456	66 001	33.5	5.34
Nuevo León	533	5 784 442	77 618	29	1.34
Oaxaca	269	4 132 148	1 193 229	30.4	28.88
Puebla	433	6 583 278	604 471	25.6	9.18
Querétaro	306	2 368 467	31 086	27.3	1.31
Quintana Roo	213	1 857 985	203 317	32.5	10.94
San Luis Potosí	636	2 822 255	226 476	30.1	8.02
Sinaloa	509	3 026 943	34 935	33.9	1.15
Sonora	771	2 944 840	62 070	31.4	2.11
Tabasco	184	2 402 598	89 525	32.3	3.73
Tamaulipas	335	3 527 735	22 605	30.4	0.64
Tlaxcala	91	1 342 977	26 980	23.7	2.01
Veracruz	553	8 062 579	650 507	28.2	8.07
Yucatán	257	2 320 898	520 580	32.8	22.43
Zacatecas	175	1 622 138	4 781	26	0.29

Fuente: *Conagua (2018a: 242-273); ** INEGI (2020); ***Conagua (2018b), y **** estimación propia con base en los datos de las columnas dos y tres.

El método utilizado para la estimación del modelo econométrico propuesto fue mínimos cuadrados ordinarios y se realizó con el *software Eviews 11*.

Con los datos de la Tabla 2 se estimó el siguiente modelo econométrico:

$$Lap = c + a_1D2 + a_2Lpo + a_3D1Lpo + a_4D2Lpo + a_5Ltm + u \quad (1)$$

En donde L denota logaritmo natural; ap representa el volumen de agua asignado al abastecimiento público por entidad federativa; po , a la población por entidad federativa; tm , la temperatura máxima; $D1$ representa una variable dicótoma o *dummy* que asume el valor de 1 si la entidad federativa registró 2 % o más de su población de habla indígena y se localiza en el norte del país; $D2$ asume el valor de 1 si la entidad federativa registró 2 % o más de su población de habla indígena y está en el sur de México de acuerdo con el último censo (INEGI, 2020); y la u representa a los errores, cuyo comportamiento es el esperado en este tipo de modelos.

Cabe señalar que en un primer momento también se consideró incluir la precipitación promedio anual, pero se excluyó al resultar no significativa.

Resultados

Los resultados del modelo estimado se presentan a continuación:

$$Lap = -16.883 + 5.669D2 + 1.074Lpo + 0.025D1Lpo - 0.397D2Lpo + t -5.122 \quad 1.89 \quad 11.065 \quad 1.882 \quad 1.977$$

1.956 *Ltm*
2.735

El nivel de significancia de los valores t resultaron superiores al 0.05 para Lpo , $D2Lpo$ y Ltm , y al 0.07 para $D1Lpo$. El valor de la R^2 fue de 0.84, y el de la R^2 ajustada de 0.81.

Con la finalidad de corroborar lo robusto del modelo se aplicó un conjunto de pruebas sugeridas en la literatura econométrica.

Para comprobar la probable inexistencia de correlación, aparte del valor *Durbin-Watson*, cuyo resultado fue de 2.22, se aplicó la prueba de *Breuch-Godfrey* con dos y tres rezagos; los *valores-p* obtenidos fueron 0.64 y 0.79, respectivamente, lo cual permitió confirmar la inexistencia de correlación.

La prueba de normalidad de los residuos del modelo se hizo con base en el estadístico *Jarque-Bera (J-B)*, y proporcionó un *valor-p* de 0.97; su histograma se presenta en la Figura 1.

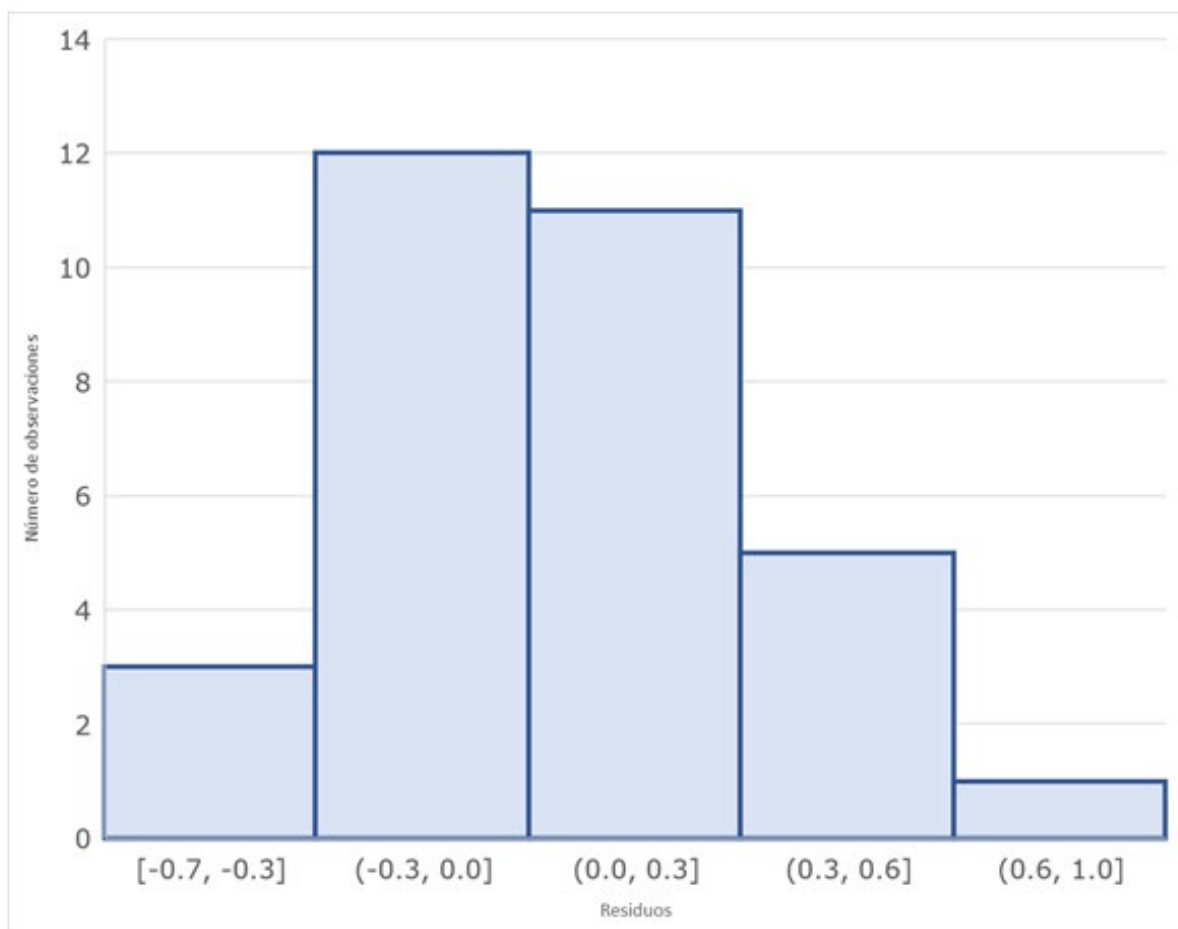


Figura 1. Prueba de normalidad de los residuos del modelo estimado.

Fuente: elaboración propia con base en los residuos del modelo estimado.

Para comprobar la no presencia de heteroscedasticidad en el modelo se aplicaron las pruebas *Breusch-Pagan-Godfrey*, *Harvey*, *Glejser* y *White*, sus *valores-p* fueron 0.85, 0.34, 0.71 y 0.85, respectivamente, por lo que se rechazó la posible presencia de heteroscedasticidad.

Para comprobar que no hubiera sesgo en la especificación del modelo se aplicó la prueba *White* aumentada (con términos cruzados), cuyo *valor-p* fue 0.69, por lo que se aceptó el modelo estimado como correctamente especificado. Por su parte, también, se aplicó la prueba de error de especificación en regresión (RESET, por sus siglas en inglés), de *Ramsey*, la cual, con un *valor-p* de 0.42 permitió desechar esa posibilidad.

Por último, en lo referente a los resultados del modelo estimado, con base en las pruebas *Cusum* y *Cusum of Squares* (al cuadrado) se comprobó la estabilidad paramétrica; se pueden observar en la Figura 2 y en la Figura 3, respectivamente.

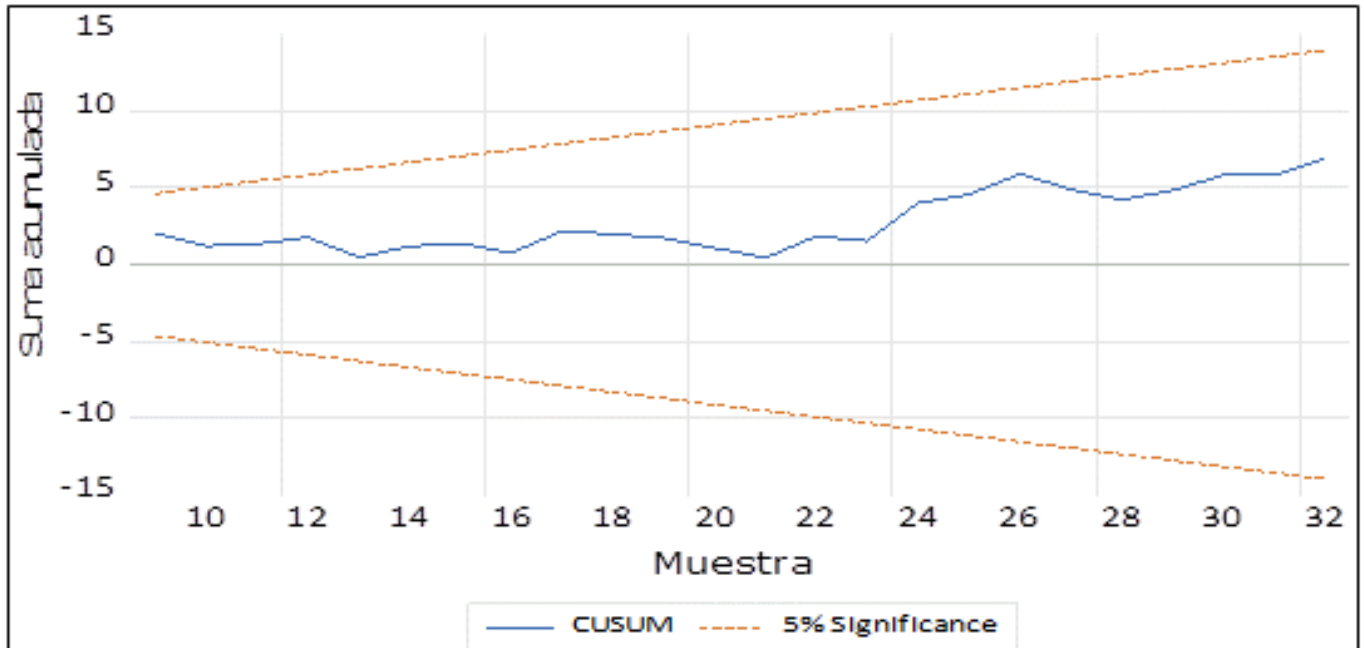


Figura 2. Prueba de estabilidad paramétrica *Cusum*. Fuente: elaboración propia con base en el modelo estimado.

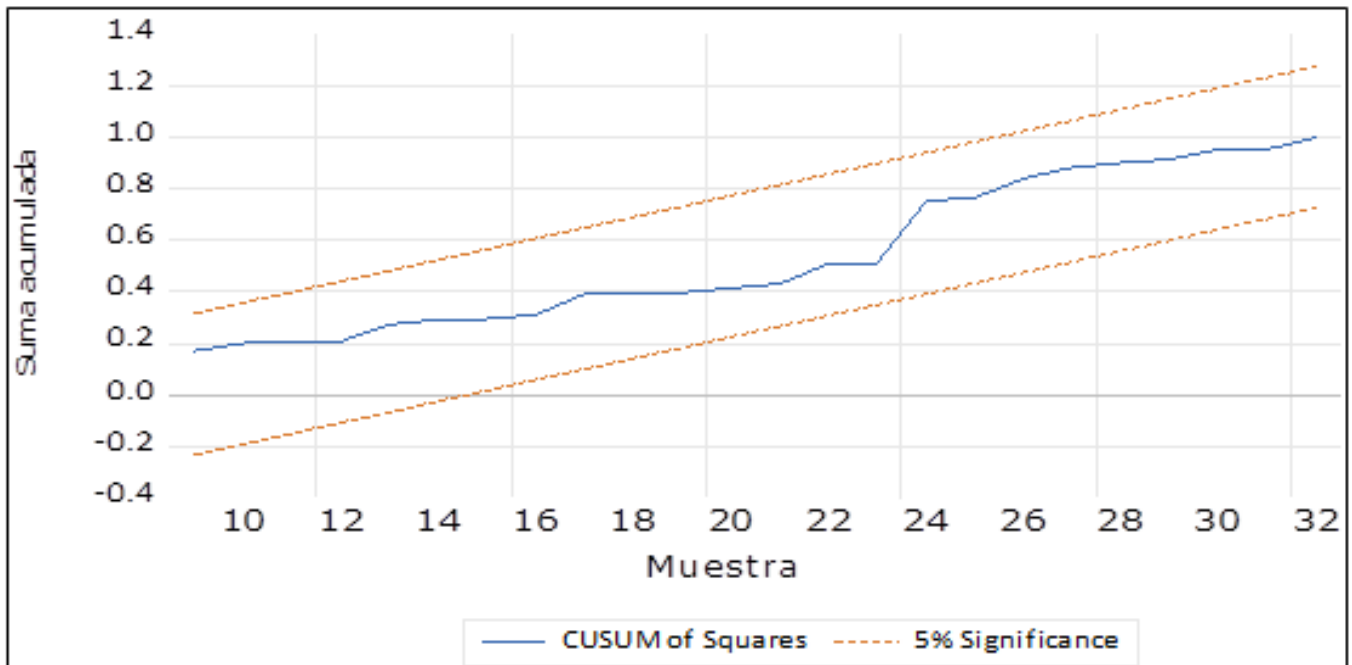


Figura 3. Prueba de estabilidad paramétrica *Cusum al cuadrado*.

Fuente: elaboración propia con base en el modelo estimado.

Los resultados del modelo estimado para las entidades federativas, independientemente de si pertenecen al sur, centro o norte del país, y del porcentaje de población de habla de lengua indígena, fueron:

$$E[Lap|D1 = 0, D2 = 0, Lap] = c + a_2(Lpo) + a_5(Ltm) \quad (2)$$

$$Lap = -16.883 + 1.074Lpo + 1.956Ltm$$

Los resultados para las entidades federativas del norte de México —Chihuahua, Durango y Sonora— que registraron más de 2 % de su población que declaró hablar lengua indígena fueron:

$$E[Lap|D1 = 1, D2 = 0, Lap] = c + (a_2 + a_3)Lpo + a_5(Ltm) \quad (3)$$

$$Lap = -16.883 + 1.099Lpo + 1.956Ltm$$

Los resultados del modelo estimado para las entidades federativas del sur del país —Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán—, que registraron 2 % o más de su población que declaró hablar lengua indígena fueron:

$$E[Lap|D2 = 1, D1 = 0, Lap] = (c + a_1) + (a_2 + a_4)(Lpo) + a_5(Ltm) \quad (4)$$

$$Lap = -11.214 + 0.677Lpo + 1.956Ltm$$

Discusión

Los resultados del modelo estimado señalan que en México existen dos tipos de discriminación en cuanto a la asignación de agua para abastecimiento público por entidad federativa, los cuales se pueden presentar juntos:

1. Si 2 % o más de la población de la entidad federativa habla lengua indígena
2. Si la entidad federativa se ubica en el sur del país.

Las entidades federativas cuya población de habla de lengua indígena representa 2 % o más son discriminadas en cuanto a la asignación de agua para abastecimiento público si están en el centro del país, pero la discriminación resulta mayor si están en el sur. Las entidades del norte de México registran menos discriminación, al contar con más agua asignada para abastecimiento público, toda vez que ante la variación del 1 % de su población el volumen de agua asignada varía en 1.099 %; en tanto que para las entidades del sur lo hace en tan solo 0.667 %, y para el resto de las entidades federativas lo hace en 1.074 %.

La doble discriminación que padecen las entidades federativas del centro y del sur del país en cuanto a la elasticidad población-asignación de agua para abastecimiento público puede "atribuirse a un conjunto de

desafíos físicos y económicos, pero también a las barreras culturales y políticas” (Jiménez, Cortobius, & Kjellén, 2014; 7). Además, de acuerdo con Ibáñez y Lazo (2018: 75), “las políticas públicas actuales hacen previsible que quienes hoy no tienen agua sigan sin tenerla en el corto y mediano plazos” (Ibáñez & Lazo, 2018: 75).

Con relación a la provisión del servicio de agua potable y saneamiento, Martínez-Austria y Vargas-Hidalgo (2017: 117) señalan que la política hídrica actual da lugar a inequidad en cuanto al acceso a los recursos económicos se refiere. Además, “la política de (re)distribución del agua parece que prioriza el crecimiento económico por encima del desarrollo social integral, pues tiende a prevalecer la transferencia de volúmenes hacia las actividades productivas más rentables, tales como la agroindustria, la minería o la industria” (Ochoa-García, 2018: 40). Por otra parte, García-Dávila y Vázquez-García (2017: 157) indican que “la desigualdad social limita el ejercicio del derecho humano al agua en San Jerónimo Tecóatl, un municipio de la sierra mazateca de Oaxaca (...) la desigualdad social expresada en la ruralidad, la etnia y el género”.

La variación del agua asignada para uso público urbano debida a la temperatura es la misma en todo el país. Esto es, ante la variación del 1 % de la temperatura máxima registrada en la entidad federativa, la asignación de agua para uso público urbano lo hace en 1.956 %, lo cual pone de manifiesto que la temperatura máxima, como variable climática, es determinante de los volúmenes de agua asignados (NEEF, 2017: 1).

La desigualdad derivada de la discriminación señala Sandoval-Minero (2017: 128), puede empezar a reducirse si las políticas públicas se apegan a la Agenda 2030, la cual incide “de manera concreta en la reducción de la desigualdad social” y, como sugiere Pedrozo-Acuña (2020: 4), en cerrar la brecha de desigualdad mediante el fomento del desarrollo económico para todos en un marco de sustentabilidad.

Conclusiones

Con base en los resultados del modelo econométrico estimado se puede concluir que en México existe desigualdad en cuanto al agua asignada para abastecimiento público por entidad federativa.

La elasticidad población-agua asignada para abastecimiento público de las entidades que albergan al 2 % o más de población de habla de lengua indígena, pero se localizan en el sur de México es 40 % menor a la registrada en las entidades federativas del norte, cuya población de habla de lengua indígena representa el 2 % o más.

Se concluye que sí existe dicha discriminación porque la elasticidad población-agua asignada para abastecimiento público de las entidades federativas del norte del país que tienen 2 % o más de población de

lengua de habla indígena es mayor a la del resto del país, no obstante su menor disponibilidad de agua renovable anual.

De lo anterior se desprende la necesidad de cuantificar la discriminación hacia las comunidades indígenas al interior de cada entidad federativa de México, con la finalidad de proponer políticas públicas que coadyuven a reducirla.

En suma, la discriminación en cuanto al agua asignada para abastecimiento público se presenta en mayor magnitud si la entidad federativa se localiza en el sur de México y tiene un 2 % o más de población de habla de lengua indígena.

Referencias

- Birrichaga, D. (2009). Legislación en torno al agua, siglos XIX y XX. En: Semblanza histórica del agua en México. Recuperado de <http://www.conagua.gob.mx/Conagua07/Publicaciones/Publicaciones/SGP-28SemblanzaHist%C3%B3ricaM%C3%A9xico.pdf>
- Conagua, Comisión Nacional del Agua. (2012). Estimación de los factores y funciones de la demanda de agua potable en el sector doméstico en México. Informe final. Recuperado de <https://docplayer.es/70654805-Estimacion-de-los-factores-y-funciones-de-la-demanda-de-agua-potable-en-el-sector-domestico-en-mexico-informe-final.html>

- Conagua, Comisión Nacional del Agua. (2018a). Estadísticas del agua en México. Recuperado de http://sina.Conagua.gob.mx/publicaciones/EAM_2018.pdf
- Conagua, Comisión Nacional del Agua. (2018b). Temperatura máxima promedio por entidad federativa y nacional, 2018. Recuperado de <https://smn.conagua.gob.mx/tools/DATA/Climatolog%C3%ADa/Pron%C3%B3stico%20clim%C3%A1tico/Temperatura%20y%20Lluvia/TMAX/2018.pdf>
- Conagua, Comisión Nacional del Agua. (2019). Usos del agua. Recuperado de <https://www.gob.mx/conagua/acciones-y-programas/usos-del-agua>
- Esquivel-Hernández, G. (2015). Desigualdad extrema en México. Concentración del poder económico y político. México, DF, México: Oxfam México. Recuperado de http://trazandoelrumbo.iberomex.mx/wp-content/uploads/2015/08/desigualdadextrema_informe.pdf
- FAO, Food and Agriculture Organization. (2020). The state of food and agriculture 2020. Overcoming water challenges in agriculture. Rome, Italy: Food and Agriculture Organization. Recuperado de <https://doi.org/10.4060/cb1447>
- García-Dávila, A., & Vázquez-García, V. (2017). Derecho humano al agua y desigualdad social en San Jerónimo Tecóatl, Oaxaca. Cuicuilco Revista de Ciencias Antropológicas, 68, enero-abril, 157-176. Recuperado de

<https://mediateca.inah.gob.mx/repositorio/islandora/object/articulo:15547>

- Huaquisto-Cáceres, S., & Chambilla-Flores, I. G. (2019). Análisis del consumo de agua potable en el centro poblado de Salcedo, Puno. *Investigación & Desarrollo*, 19(1), 133-144. DOI: 10.23881/idupbo.019.1-9i
- Ibáñez, O., & Lazo, J. (2018). El derecho humano al agua para excluidos en los municipios de Juárez y Guachochi, Chihuahua. *Tecnología y ciencias del agua*, 9(4), 75-109. DOI: 10.24850/j-tyca-2018-04-04
- INEGI, Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2020). Panorama sociodemográfico de México. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/tableros/panorama/>
- Jiménez, A., Cortobius, M., & Kjellén, M. (2014). Trabajando con pueblos indígenas en agua y saneamiento rural: recomendaciones para un enfoque intercultural. Estocolmo, Suecia: Stockholm International Water Institute (SIWI). Recuperado de www.watergovernance.org/documents/WGF/MDG-F/TTT/Recomendaciones_enfoque_intercultural.pdf
- Martínez-Austria, P. F., & Vargas-Hidalgo, A. (2017). Sistema de asignaciones, concesiones y política hídrica en México. Efectos en el derecho humano al agua. *Tecnología y ciencias del agua*, 8(5), 117-125. DOI: 10.24850/j-tyca-2017-05-08

- Mendoza, E. V. (2021). Desigualdad en México: ¿son 'culpables' los 33 más ricos de la lista Forbes 2020? FORBES, México, 16 de abril de 2021. Recuperado de <https://www.forbes.com.mx/edicion-impresad desigualdad-en-mexico-son-culpables-los-33-mexicanos-mas-ricos-de-la-lista-millonarios-forbes-2020/>
- Montesillo-Cedillo, J. L. (2017). Suministro de agua potable en México: más allá del crecimiento poblacional. *Tecnología y ciencias del agua*, 8(1), 21-33. DOI: <https://doi.org/10.24850/j-tyca-2017-01-02>
- Morote-Seguido, Á. F. (2017). Factores que inciden en el consumo de agua doméstico. Estudio a partir de un análisis bibliométrico. *Estudios Geográficos*, 78(282), 257-281. DOI: <https://doi.org/10.3989/estgeogr.201709>
- NEEF, Fundación Nacional de Educación Ambiental. (2017). Aumentos futuros en la demanda de agua. Recuperado de <https://www.neefusa.org/weather-and-climate/aumentos-futuros-en-la-demanda-de-agua>
- Ochoa-García, H. (2018). Historia entrelazada (no integrada) de la gestión del agua para el desarrollo urbano y la agricultura en México. *Complexus* (8), 33-43. Recuperado de <https://rei.iteso.mx/handle/11117/5408>
- Oxfam Internacional. (2021). El virus de la desigualdad. Cómo recomponer un mundo devastado por el coronavirus a través de una economía equitativa, justa y sostenible. Recuperado de oxfam.org/mexico

- Palacios, V. Y. (2020). Acceso al agua potable y saneamiento: desafío en las Américas para colectivos étnicos desde los estándares internacionales de protección de los derechos humanos. *Relaciones Internacionales*, (45), 137-162. DOI: <https://doi.org/10.15366/relacionesinternacionales2020.45.006>
- Pedrozo-Acuña, A. (2020). Perspectivas IMTA. Recuperado de <https://www.gob.mx/imta/es/articulos/repaso-historico-del-agua-en-mexico-parte-iii-1970-a-la-fecha?idiom=es>
- Sandoval-Minero, R. (2017). El agua en la agenda 2030 y su relación con los Objetivos del Desarrollo Sostenible. En: Denzin, C., Taboada, F., & Pacheco-Vega, R. (eds.). *El agua en México: actores, sectores y paradigmas para una transformación social-ecológica* (pp. 123-147). Ciudad de México, México: Proyecto Regional Transformación Social-Ecológica, Friedrich-Ebert-Stiftung. Recuperado de http://centro.paot.org.mx/documentos/paot/libro/aguaen_mexico.pdf
- Sergio-Orrego, D. J., Vásquez, F. F., & Ponce, R. (2017). Estimación de la demanda de agua para uso residencial urbano usando un modelo discreto-continuo y datos desagregados a nivel de hogar: el caso de la ciudad de Manizales, Colombia. *Lecturas de Economía*, (86), 153-178. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/le/n86/0120-2596-le-86-00153.pdf>

DOI: 10.24850/j-tyca-14-02-02

Artículos

Evolución espacial de las estructuras turbulentas sobre una zona de vegetación flexible

Space evolution of turbulent structures over a flexible vegetation area

Edwin Jonathan Pastrana¹, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8403-3701>

Ariosto Aguilar-Chávez², ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2884-5908>

Ángel Mendoza-González³, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2883-2330>

¹Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México, edwin.pastrana@posgrado.imta.edu.mx

²Instituto Mexicano de Tecnología del Agua, Jiutepec, México, aaguilar@tlaloc.imta.mx

³Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México, angelmg@comunidad.unam.mx



Autor para correspondencia: Edwin Jonathan Pastrana,
edwin.pastrana@posgrado.imta.edu.mx

Resumen

En un cauce natural o artificial es usual la presencia de vegetación en el fondo y en la pared. Los efectos que produce la presencia de ésta es una alteración en el campo de flujo. La magnitud de las alteraciones en el campo del flujo depende de la extensión, altura, densidad y flexibilidad de la vegetación. Para analizar a detalle las estructuras turbulentas, en este trabajo se realizó un estudio experimental en laboratorio en un canal de sección rectangular con un tramo de vegetación sumergida, flexible y artificial. La región de medición se ubicó aguas arriba de la zona de vegetación hasta el final de esta misma, además se determinó la asimetría que puede inducir la presencia de la pared del canal. Las mediciones se realizaron con equipo de velocimetría acústica de efecto Doppler (ADV). Los resultados obtenidos identifican el desarrollo de la capa de mezcla a partir de los patrones de velocidad media y los esfuerzos de Reynolds. En el caso de los perfiles de velocidad media sobre la capa de vegetación fue posible identificar un punto de inflexión donde se identificaron inestabilidades tipo Kelvin-Helmholtz. Con el fin de analizar los procesos en la capa de mezcla se propone un modelo fenomenológico basado en el análisis de la curvatura de las velocidades promediadas. Además, se determinó la aportación en el transporte de momento de las estructuras turbulentas con un análisis de cuadrantes con las velocidades fluctuantes.

Palabras clave: vegetación flexible, modelo fenomenológico, ADV, capa de mezcla, estructuras turbulentas.

Abstract

In a natural or artificial channel, the presence of vegetation at the bottom and on the wall is usual. The effects produced by the presence of this is an alteration of the flow field. The magnitude of the changes in the flow field depends on the extension, height, density, and flexibility of the vegetation. To analyze the turbulent structures in detail in this work, an experimental study was carried out in a laboratory, in a rectangular channel with a section of submerged, flexible and artificial vegetation. The measurement region was located upstream of the vegetation zone until the end of it, in addition, the asymmetry that the presence of the channel wall can induce was determined. The measurements were performed with an Acoustic Doppler Velocimeter (ADV) instrument. The results allow to identify the development of the mixing layer from the average velocity patterns and the Reynolds stress. In the case of the average velocity profiles over the vegetation layer, it was possible to identify an inflection point where Kelvin-Helmholtz instabilities type were identified. In order to analyze the processes in the mixing layer, a phenomenological model is proposed based on the analysis of the curvature of the averaged velocities. In addition, the contribution to the moment transport rate by the identified turbulent structures were determined with a quadrant analysis of fluctuating velocities.

Keywords: Flexible vegetation, phenomenological model, ADV, mixing layer, turbulent structures.

Recibido: 11/11/2020

Aceptado: 20/09/2021

Introducción

En un cauce artificial, la interacción del flujo con la vegetación produce una zona de estelas y se generan regiones de producción de turbulencia que alteran los patrones de flujo medio, con una tasa tridimensional muy alta.

En el caso de un cauce natural, la presencia de vegetación sumergida es normal, pero los cambios en su morfología están relacionados con su presencia e interfieren en función de su altura, densidad y flexibilidad. La vegetación genera cambios en las estructuras turbulentas en sentido vertical y transversal, además de flujos secundarios importantes. Para evaluar la magnitud de estos cambios es recomendable estimar patrones de flujos medios y esfuerzos de Reynolds,

como una condición de caracterización de baja frecuencia, pero además se deben evaluar estadísticamente las velocidades fluctuantes.

En esta parte del documento se describen las condiciones de sumergencia, flexión y densidad de la vegetación. La condición de sumergencia, según Palmer (1945), la establece como la relación entre la altura de la vegetación respecto al tirante del cauce. La composición interna de ésta es muy importante, ya que influye de forma muy específica en la modificación del fondo del canal. Asimismo, un parámetro importante a considerar debe ser la relación entre la respuesta de la flexión de los elementos de vegetación en relación con la cinética del campo de flujo.

La flexión de la vegetación (J) es la respuesta dinámica de la estructura de los tallos de la vegetación a la acción de la velocidad principal del flujo (Okamoto & Nezu, 2010; Ghani, *et al.*, 2013; Jeon, 2015), la cual se encuentra en función de la velocidad principal y se puede clasificar de acuerdo con los resultados experimentales obtenidos por Carollo, *et al.* (2005), y Okamoto & Nezu esta clasificación se enlista a continuación:

- I. Rígido. La vegetación se mantiene en su posición vertical y no presenta oscilaciones en la copa.
- II. Oscilación suave. La vegetación tiene una deformación suave y tiene una oscilación suave no organizada.

- III. Monami. La vegetación tiene una deformación significativa, y se observa un movimiento oscilatorio coherente y armónico.
- IV. Propensa. La vegetación tiene un abatimiento de todos sus elementos y las oscilaciones son pequeñas con alta frecuencia.

Adicional al comportamiento a la flexión, la vegetación se puede clasificar respecto a su ubicación y distribución, que puede ser en la pared o fondo del canal exclusivamente, o en ambos lugares. También es importante establecer la densidad de la vegetación, que puede inducir diferentes comportamientos para un mismo tipo de relación entre la velocidad y la flexión (Poggi, *et al.* 2004; Nezu & Sanjou, 2008).

La relación entre la altura de la vegetación y el nivel de agua, definida por Nepf & Vivoni (2000), se clasifica en tres tipos:

- I. Flujos bajos: el flujo que pasa a través de los tallos y el follaje son deformados.
- II. Flujos intermedios: se tiene una sumergencia completa de la vegetación, pero afecta al comportamiento del campo de flujo.
- III. Flujos altos: el campo de flujo no se ve afectado por la presencia de la vegetación; para esta condición, la vegetación se considera como una rugosidad de fondo uniforme.

El estudio de flujos intermedios se ha convertido en un tema importante a analizar debido a los efectos que se generan en el flujo medio y turbulento, ya que modifican los perfiles de velocidad media, generando estructuras turbulentas coherentes cerca de la copa de la

vegetación; estos vórtices son principalmente de gran escala, provocando una zona de intercambio de masa y momento entre la copa de vegetación y zona exterior, es decir, sobre la vegetación, una condición semejante a una capa límite. En la práctica de la ingeniería, la vegetación sumergida se analiza como una condición de resistencia uniforme, similar a un flujo alto. Entonces, para evaluar su efecto, se aplica el concepto usual de la resistencia del flujo por efecto de la vegetación sumergida y sus efectos en los parámetros de rugosidad, obteniendo valores generales de coeficiente de rugosidad de Manning en función de la relación de sumergencia (Järvelä, 2004; Wilson, 2007).

En este trabajo se realizará un estudio más localizado de los efectos de la vegetación sumergida, considerando que el desarrollo del campo de flujo sobre la copa de la vegetación es similar a la condición de dos campos de flujo a diferente velocidad, con una capa de interacción entre éstas y que produce pequeñas perturbaciones, que inducen una inestabilidad del flujo del tipo Kelvin-Helmholtz (KH). Por lo anterior se generan vórtices de gran escala, como muestra Finnigan (2000). Para analizar con mayor detalle la generación de las estructuras turbulentas, en principio se puede decir que se tiene una capa límite y esta se desarrolla longitudinalmente, pero Ghisalberti & Nepf (2002) demuestran que los flujos sobre vegetación sumergida pueden analizarse como una capa de mezcla, más que como una capa límite. El perfil de velocidad de una capa de mezcla se aproxima a la forma de una curva tipo tangente hiperbólica (Ho & Huerre, 1984), como se muestra en la Figura 1.

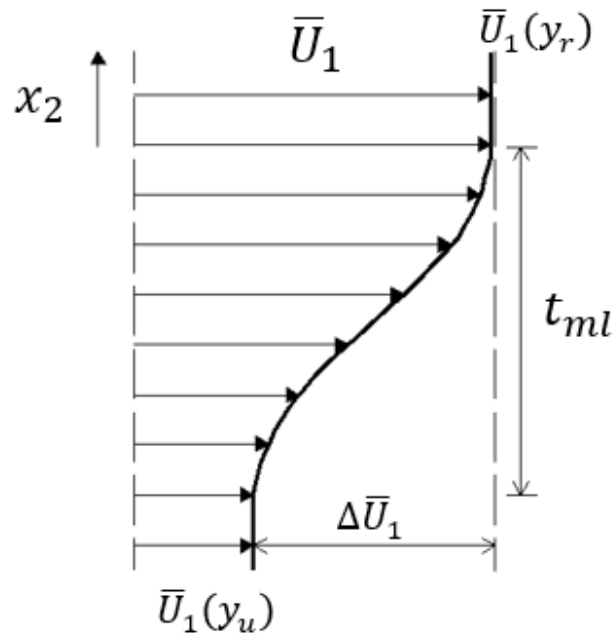


Figura 1. Perfil de velocidad en una capa de mezcla (Ghisalberti & Nepf, 2002).

De acuerdo con Poggi *et al.* (2004), en la zona de vegetación se pueden identificar en tres regiones, según el tamaño de los vórtices, como se muestra en la Figura 2. La primera región está dominada principalmente por vórtices de pequeña escala (vórtices de von Kármán). La segunda región, que está cerca de la copa de la vegetación, está dominada por los vórtices de Kelvin-Helmholtz generados por la

inestabilidad en el punto de inflexión. La tercera región es similar a una zona de desarrollo tipo capa límite.

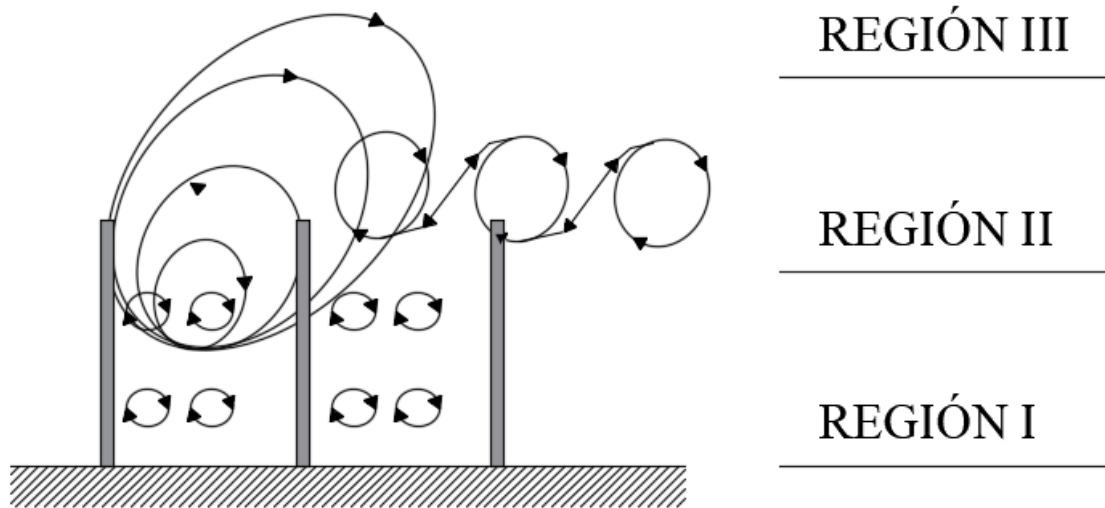


Figura 2. Tres escalas de vórtices en un canal con vegetación sumergida (Poggi *et al.*, 2004).

Sukhodolov & Sukhdolova (2006) realizaron mediciones en campo para verificar la aplicabilidad de la analogía de la capa de mezcla en un cauce natural sobre un parche de *Sagittaria sagittifolia* implantados con un cierto arreglo variando su densidad. Los resultados confirman la eficacia de la analogía de la capa de mezcla. Sukhodolov & Sukhdolova (2006), y Maltese *et al.* (2007) se enfocaron en el patrón espacial de la estructura turbulenta que se desarrolla sobre la vegetación sumergida.

Además, aplicaron el análisis de cuadrantes, revelando que la estructura dominante es la expulsión sobre la copa de vegetación.

Ghisalberti & Nepf (2002) revelaron que los flujos con vegetación sumergida se pueden modelar como una capa de mezcla en lugar de una zona de capa límite debido a que los perfiles de velocidad que se presentan en un canal con vegetación sumergida se aproximan a un perfil de tipo tangente hiperbólico (Figura 1). Además, a partir de los perfiles de velocidad media identifican un punto de inflexión, lo cual implica que el flujo es susceptible a las inestabilidades de Kelvin-Helmholtz. Nikora *et al.* (2008) examinaron el efecto de la vegetación sumergida en la resistencia hidráulica en una variedad de patrones de parches de vegetación. Okamoto, *et al.* (2012) realizaron experimentos con inyección continua de tinta para evaluar la estructura del transporte de masa en un flujo de canal abierto con modelos rígidos de vegetación y una configuración de tiras rígidas variando la densidad, y obtuvieron los efectos de los vórtices coherentes en la difusión turbulenta vertical. Okamoto & Nezu (2013) examinaron la transición de una capa límite desarrollada aguas arriba del parche de vegetación a un flujo de tipo de capa de mezcla desarrollada sobre la vegetación; además desarrollaron un modelo fenomenológico para el proceso de desarrollo en el flujo con vegetación sumergida. En estos experimentos utilizaron la técnica PIV (*Particle Image Velocimetry*) y los elementos de vegetación estaban compuestos por tiras rígidas.

Como ya se mencionó, las características de flujo medio y turbulencia en flujos de canal abierto con vegetación sumergida han recibido mucha atención. Sin embargo, aún no se dispone de información detallada de la evolución de la capa de mezcla y las estructuras turbulentas coherentes generadas por la presencia de la vegetación. Por esto, en el presente estudio se considera el efecto de un parche de vegetación flexible de longitud finita y un flujo intermedio para identificar las estructuras turbulentas, al igual que su evolución longitudinal y transversal a partir de un modelo fenomenológico. La zona de análisis inicia aguas arriba del parche hasta el límite del parche, pero se realizaron mediciones en secciones transversales y verticalmente se consideró la zona por debajo de la copa de vegetación hasta el flujo exterior.

Materiales y métodos

La estación experimental es un canal con pendiente fija S_0 de sección rectangular, con una longitud de 10 m, ancho de 0.60 m y con una altura de 0.60 m. Las paredes del canal son de vidrio y fondo de acero. La representación de los elementos de vegetación es de un material plástico

flexible. Las condiciones hidráulicas del estudio experimental se muestran en la Tabla 1.

Tabla 1. Condiciones hidráulicas donde Q es el gasto; $U = Q/A$ es la velocidad media del flujo; S_0 es la pendiente de la plantilla del canal; $Re = UR_h/\nu$ es el número de Reynolds; $Fr = U/\sqrt{gR_h}$ es el número de Froude; $R_h = A/P$ es el radio hidráulico; A es el área de la sección transversal; P es el perímetro de la sección transversal; ν es la viscosidad cinemática, y g es la aceleración de la gravedad.

h (cm)	h_p (cm)	h/h_p	Q (ls ⁻¹)	U (cm s ⁻¹)	S_0	Re	Fr
33	11	3	41.20	20	0.005	32698	0.11

El sistema de referencia de la toma de muestras de la estación experimental se muestra en la Figura 3, donde el sistema coordinado es la tríada de valores de x_i , para $i = 1, 2, 3$, y se denominará coordenada longitudinal, vertical y transversal, respectivamente. El dominio del espacio de medición en metros es $\Omega(x_i) \in [-0.5, 3.7] \times [0.0, 0.33] \times [0.0, 0.3]$.

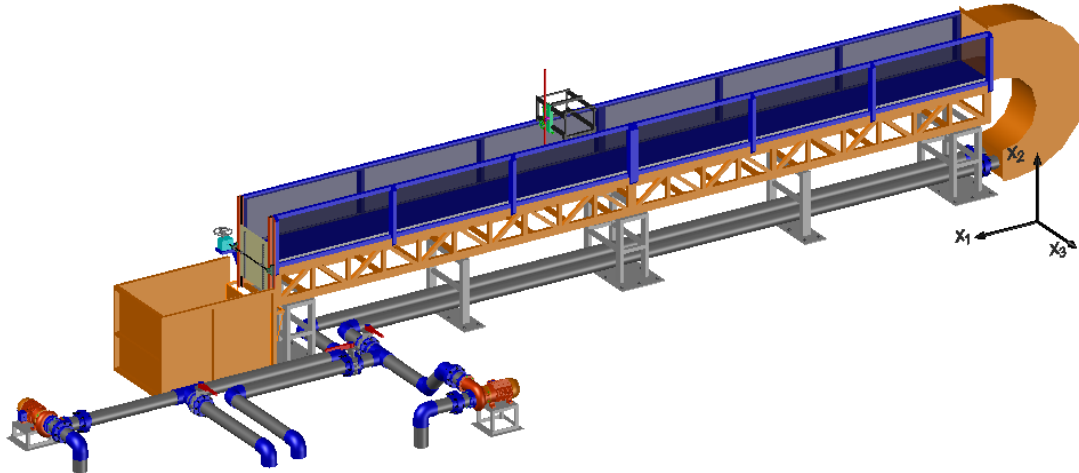


Figura 3. Estación experimental.

Para la toma de las velocidades instantáneas en las tres componentes (u_i) se utilizó un dispositivo de velocimetría acústica de efecto Doppler (ADV, *Acoustic Doppler Velocimeter*) a una frecuencia de muestreo de 100 Hz durante un periodo $T = 60$ s. El dispositivo ADV es de la marca Nortek® o también llamado Vectrino Profiler™ (Vectrino II). Para el proceso de los datos experimentales se consideró el modelo de descomposición de Reynolds $u_i \equiv U_i + u'_i$, considerando los promediados temporales de las velocidades en cada componente como U_i y las velocidades fluctuantes como u'_i .

La configuración de la vegetación es un parche con una longitud de 3.70 m y el arreglo de elementos flexibles es lineal, con una separación entre elementos en sentido longitudinal de $l_{x_1} = 0.025$ m y en sentido

transversal de $l_{x_3} = 0.025 \text{ m}$, tal como se muestra en la Figura 4 y Figura 5, respectivamente. El inicio del parche de vegetación se considera en $x_1 = 0$.



Figura 4. Zona de vegetación.

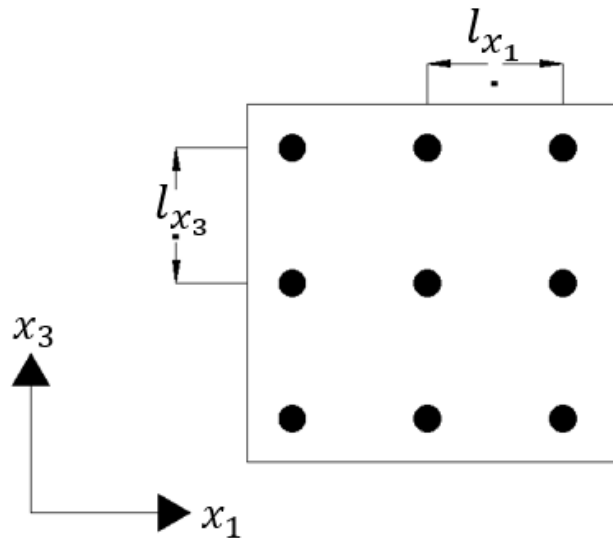


Figura 5. Patrón de los elementos de vegetación.

Los puntos de muestreo fueron del centro de canal hacia la margen derecha en cinco secciones, indicadas con las letras A, B, C, D, E (Figura 6); en sentido longitudinal se analizaron 43 puntos y 19 en sentido vertical (Figura 7a). Los puntos de medición en la vertical se muestran en la Figura 7b.

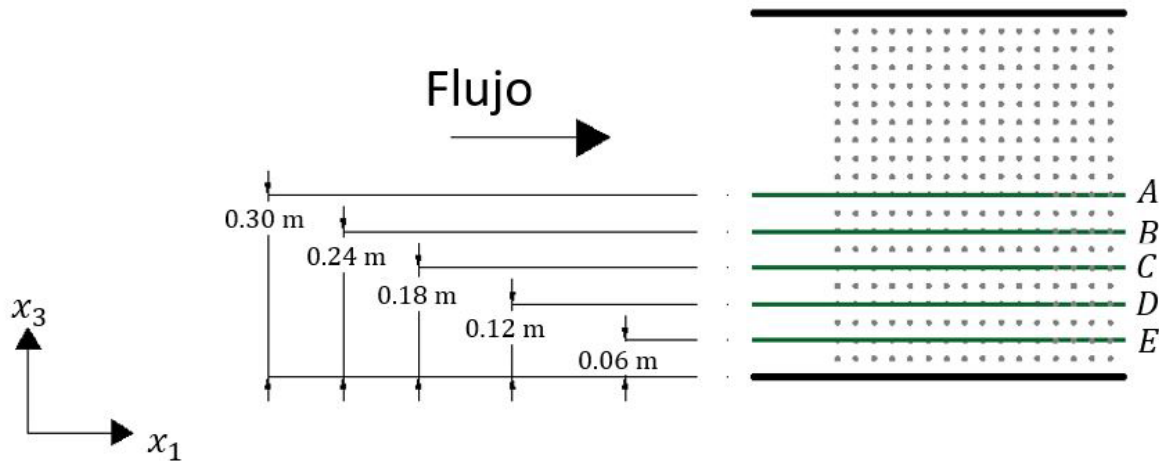


Figura 6. Mediciones en sentido transversal.

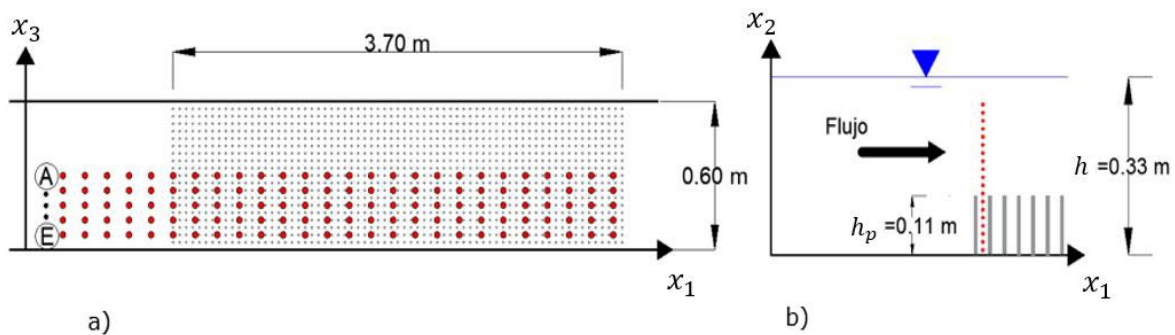


Figura 7. Puntos de medición con el equipo ADV, con un total de 4 085 puntos: a) puntos de muestreo en el plano (x_1, x_3) con una separación de 0.10 m en sentido x_1 y 0.06 m en sentido x_3 ; b) puntos de muestreo en el plano (x_1, x_2) , con una separación de 0.015 m en sentido x_2 . En la zona de vegetación se tienen siete puntos en el interior y 12 encima de la vegetación.

De acuerdo con Vargas *et al.* (2015), la vegetación real puede ser simulada con barras cilíndricas. Con esto, se propuso utilizar barras cilíndricas para simular la vegetación con las siguientes características físicas: altura de $h_p = 0.11$ m y diámetro de $\phi = 7.3$ mm. El material de los elementos de vegetación es silicón.

Para la caracterización de la vegetación se utilizaron los parámetros de densidad de vegetación λ_f , rigidez a la flexión $\mathcal{J}$ y la relación de sumergencia h/h_p . La densidad de vegetación adimensional λ_f se determinó con la expresión propuesta por Okamoto & Nezu (2013):

$$\lambda_f = \frac{\sum_i^{n_v} A_{f_i} h_p}{A_b h_p} \quad (1)$$

Donde A_f es el área frontal total de los elementos de vegetación y A_b es el área ocupada por la vegetación. En el caso de la rigidez a la flexión ($\mathcal{J}$) de los elementos de vegetación se utilizó la ecuación propuesta por Wilson, et al. (2003), que es:

$$\mathcal{J} = EI = \frac{F}{\delta_{x_1}} \frac{L^3}{3} \quad (2)$$

Donde E es el módulo de elasticidad e I es el segundo momento del área (también llamado como momento de inercia). En el lado derecho de

la expresión se tiene que F es la relación entre la fuerza; δ_{x_1} es la deflexión del elemento; L , la longitud del elemento de vegetación (Figura 8). Entonces, se obtiene un valor de $J = 3.42 \times 10^{-3} \text{ Nm}^2$ y un valor $\lambda_f = 1.37$.

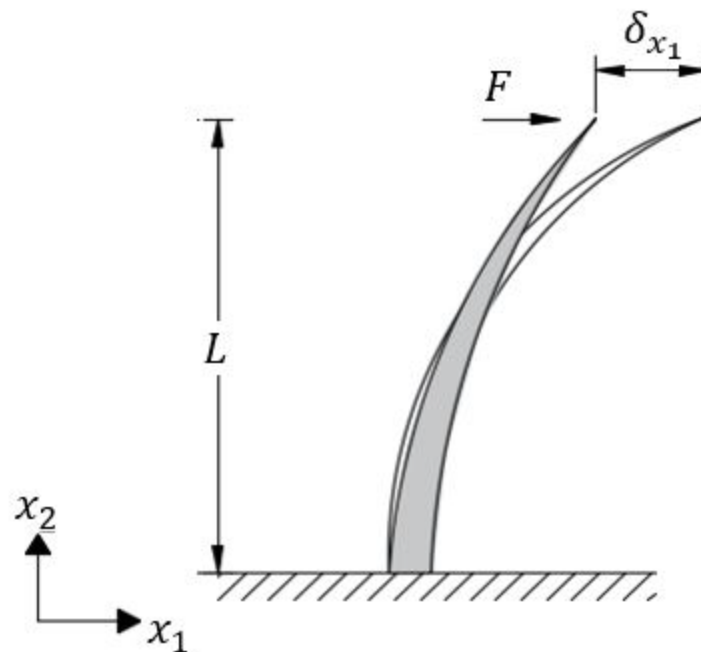


Figura 8. Diagrama del elemento de vegetación con deflexión.

Para este estudio se simuló un tipo de vegetación real llamado *Lespedeza sericea*, con una longitud de $h_p = 10 - 20 \text{ cm}$ y con un $J = 5 \times 10^{-6}$ a $1 \times 10^{-3} \text{ Nm}^2$ (Kouwen & Li, 1980; Nepf & Vivoni, 2000). Los parámetros utilizados en este experimento, tales como la relación de sumergencia, la densidad, la rigidez a la flexión y el patrón de los elementos de vegetación

fue con base en varios experimentos de laboratorio realizados por diversos autores (Palmer, 1945; Wilson *et al.*, 2003; Nezu & Sanjou, 2008; Okamoto & Nezu, 2013). Los patrones lineales y escalonados son los más utilizados en laboratorio debido a que tienen una mejor representación del efecto de la vegetación en un canal con flujo intermedio (Vargas-Luna *et al.*, 2015).

Resultados

De acuerdo con lo anterior, la condición de flujo que se está analizando es un flujo intermedio. Además, para una mejor comprensión de los resultados se consideró un espacio adimensional del dominio de nuestro $\Theta(\xi_i = x_i/h_p) \in [-4.54, 33.63] \times [0.0, 3.0] \times [0.0, 2.72]$; la copa de la vegetación se tiene para $\xi_2 = 1$, y el inicio de la vegetación para $\xi_1 = 0$. Los valores para las secciones en sentido transversal se muestran en la Tabla 2.

Tabla 2. Valores de ξ_3 para los puntos de medición en el sentido transversal.

Sección	<i>A</i>	<i>B</i>	<i>C</i>	<i>D</i>	<i>E</i>
$\xi_3 = x_3/h_p$	2.72	2.18	1.63	1.09	0.54

Características de flujo medio

De las mediciones obtenidas, primero se analizaron los campos de flujos medios. En la Figura 9 se muestran los contornos de velocidad promediada temporal en el sentido principal U_1 . La velocidad promediada en los puntos de muestreo (ξ_i) se determinó con la siguiente expresión:

$$U_i(\xi_i) = \frac{1}{T} \int_0^{\eta=t} u_i(\xi_i, \eta) d\eta \quad (3)$$

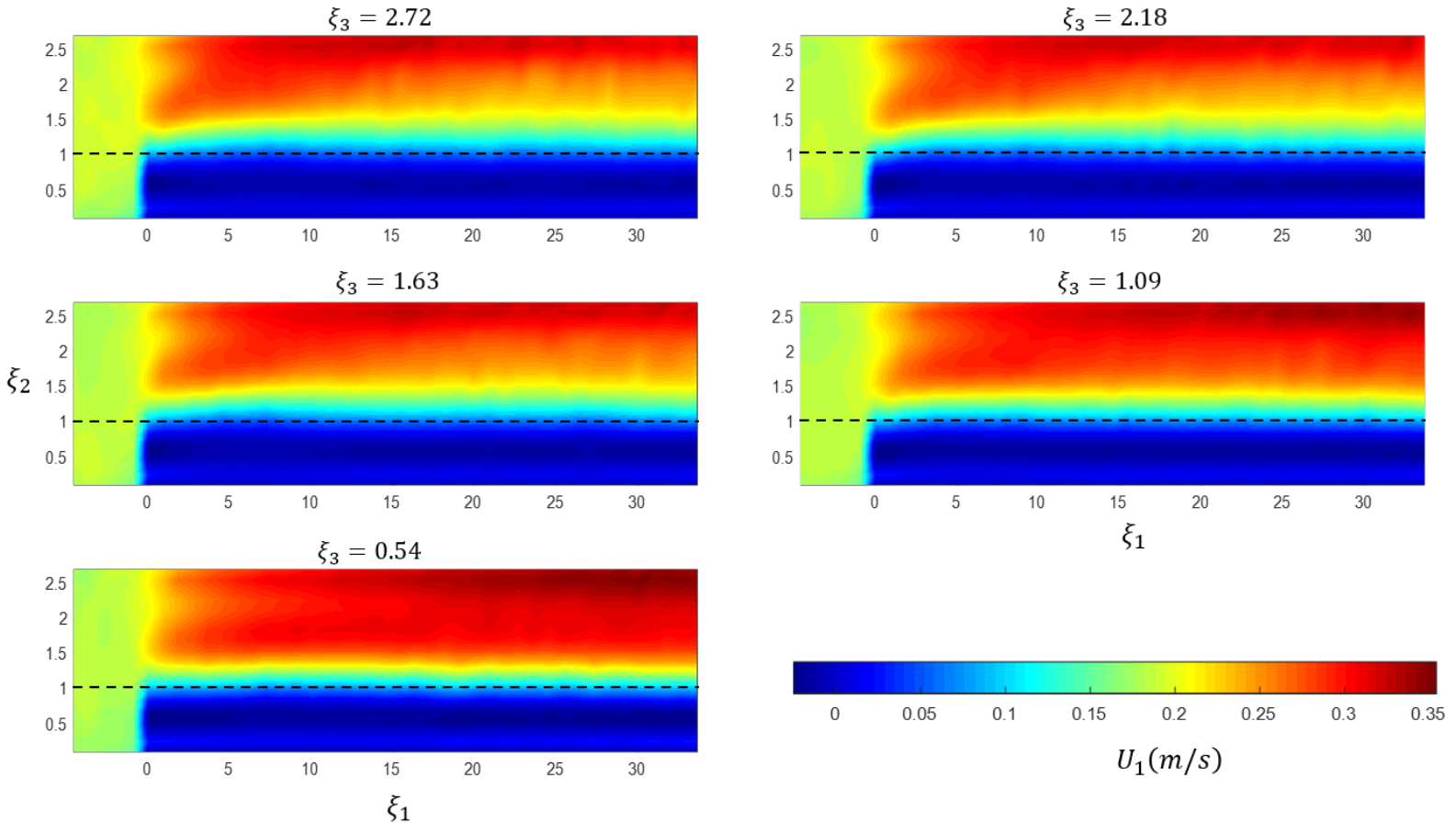


Figura 9. Contornos de velocidad media en sentido principal U_1 , donde la línea discontinua representa la copa de la vegetación $\xi_2 = 1$.

Por la presencia de la vegetación se observa una desaceleración de la velocidad principal cerca de la copa de vegetación $\xi_2 \approx 1$, que se compensa con un incremento de ésta en la zona exterior. Esta distorsión del campo de flujo origina un punto de inflexión justo en la copa de

vegetación $\xi_2 = 1$, lo anterior genera una inestabilidad de Kelvin-Helmholtz y por consiguiente se presentan vórtices de diferentes escalas; esta observación se asemeja a resultados presentados por Nepf & Vivoni (2000).

En la Figura 10 se muestran los perfiles de velocidad media para todas las secciones transversales, observando un perfil tipo hiperbólico. Dichas características del campo de flujo son similares a las que se presentan en la vegetación terrestre, presentada por Finnigan (2000). La inestabilidad se mantiene en el sentido transversal, pero disminuye el espesor de la capa de mezcla por la presencia de la pared.

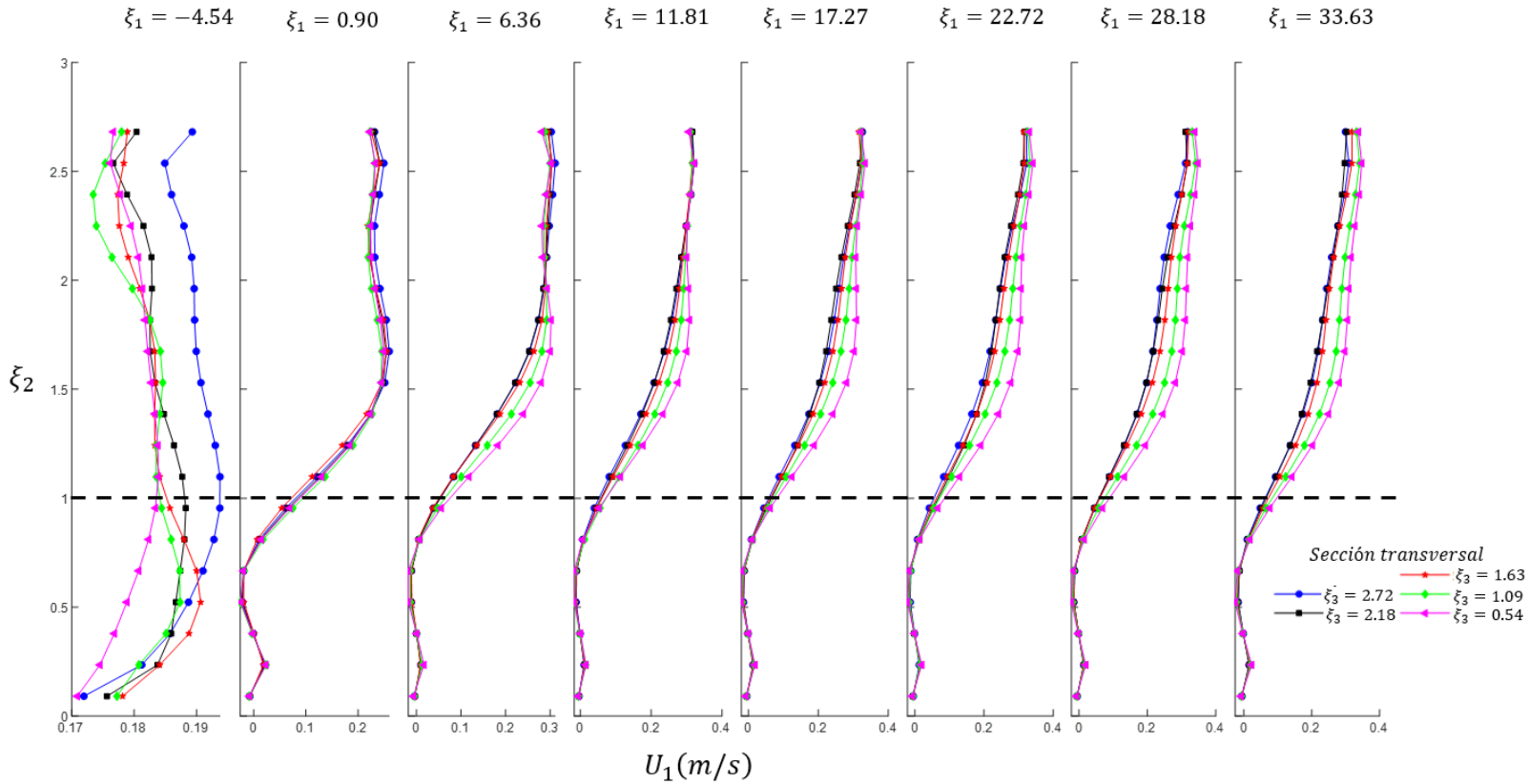


Figura 10. Perfiles de velocidad media en sentido principal, U_1 , donde la línea discontinua indica la copa de la vegetación.

En el perfil de velocidad media en $\xi_1 = -4.54$ (Figura 10) en la zona pegada a la superficie libre ($\xi_2 \geq 2.5$) se observa una aceleración del flujo por el efecto de remanso ocasionado por la vegetación.

Esfuerzos de Reynolds

Analizando los esfuerzos de Reynolds $-\overline{u'_1 u'_2}$ de los experimentos (Figura 11), se puede observar el desarrollo de la capa de mezcla, que es muy representativa para la zona central ($\xi_3 = 2.72$), pero ésta va disminuyendo a medida que se tiene la influencia de las paredes, $\xi_3 < 2.72$.

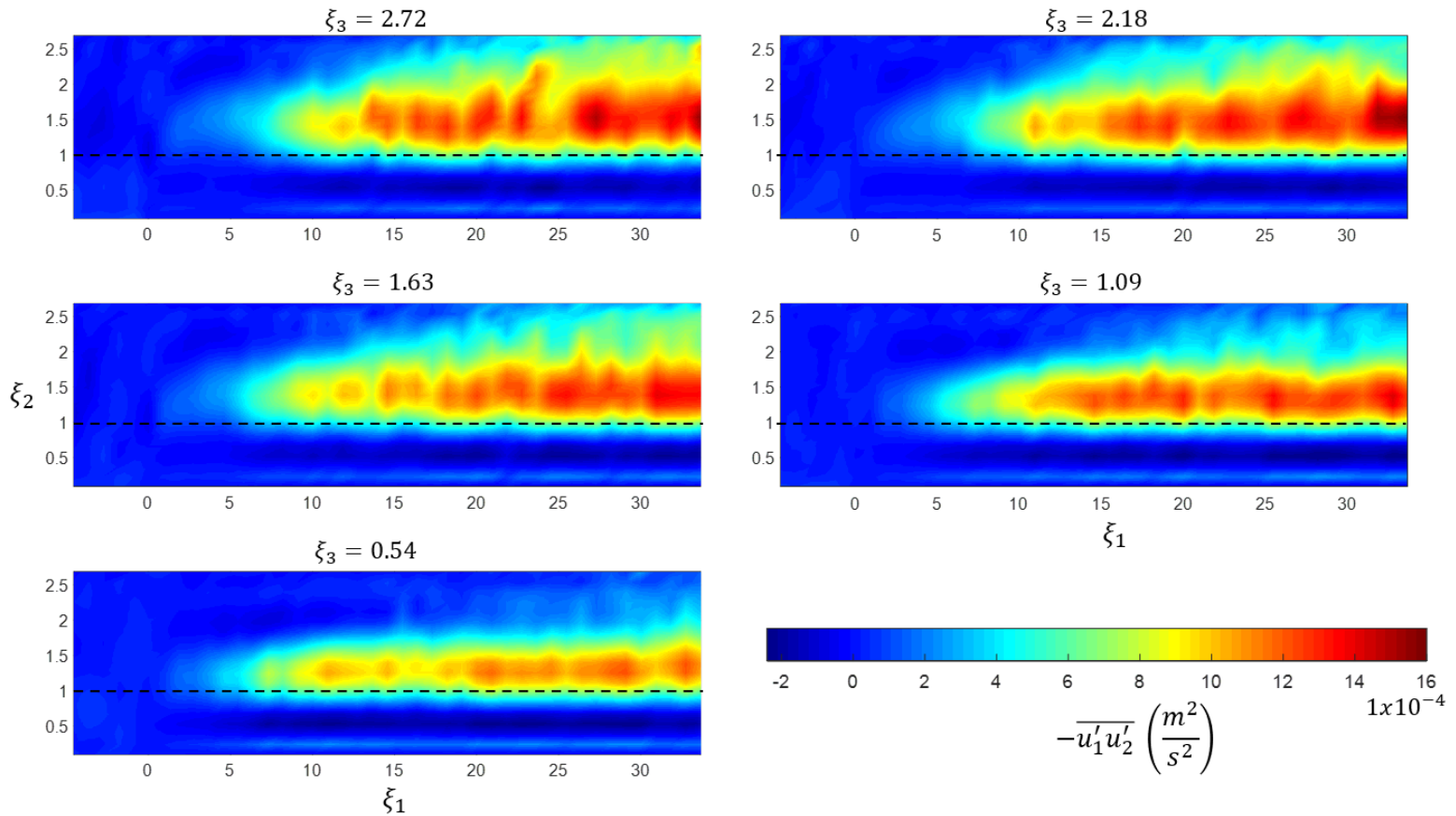


Figura 11. Contornos de esfuerzos de Reynolds $-\overline{u'_1 u'_2}$, donde la línea discontinua representa la copa de la vegetación $\xi_2 = 1$.

Nepf & Vivoni (2000), Nezu & Sanjou (2008), definen el tamaño de la capa de mezcla a partir de los perfiles de esfuerzos de Reynolds $-\overline{u'_1 u'_2}$, donde el límite superior e inferior están definidos por el 10 % del esfuerzo máximo $|\overline{u'_1 u'_2}|_{max}$, es decir, como se muestra en la siguiente expresión:

$$y_u, y_r = \frac{1}{|-\overline{u'_1 u'_2}|_{max}} \frac{\partial(|-\overline{u'_1 u'_2}|_{max})}{\partial x_2} \quad (4)$$

Donde y_r es el límite superior y y_u es el límite inferior de la capa de mezcla. Los límites superior e inferior de la capa de mezcla para $\xi_3 = 2.72$ y $\xi_3 = 0.54$ se muestran en los perfiles de esfuerzos de Reynolds (Figura 12). De acuerdo con el perfil de los esfuerzos de Reynolds para la posición longitudinal $\xi_1 = 33.63$ y en la sección transversal $\xi_3 = 2.72$, se tiene un espesor de capa de mezcla de $t_{ml_A} \approx 0.19 \text{ m}$ y para $\xi = 0.54$ de $t_{ml_E} \approx 0.15 \text{ m}$. Con esto se observa que al centro del canal se tiene un tamaño de capa de mezcla mayor al que se tiene pegado a la pared.

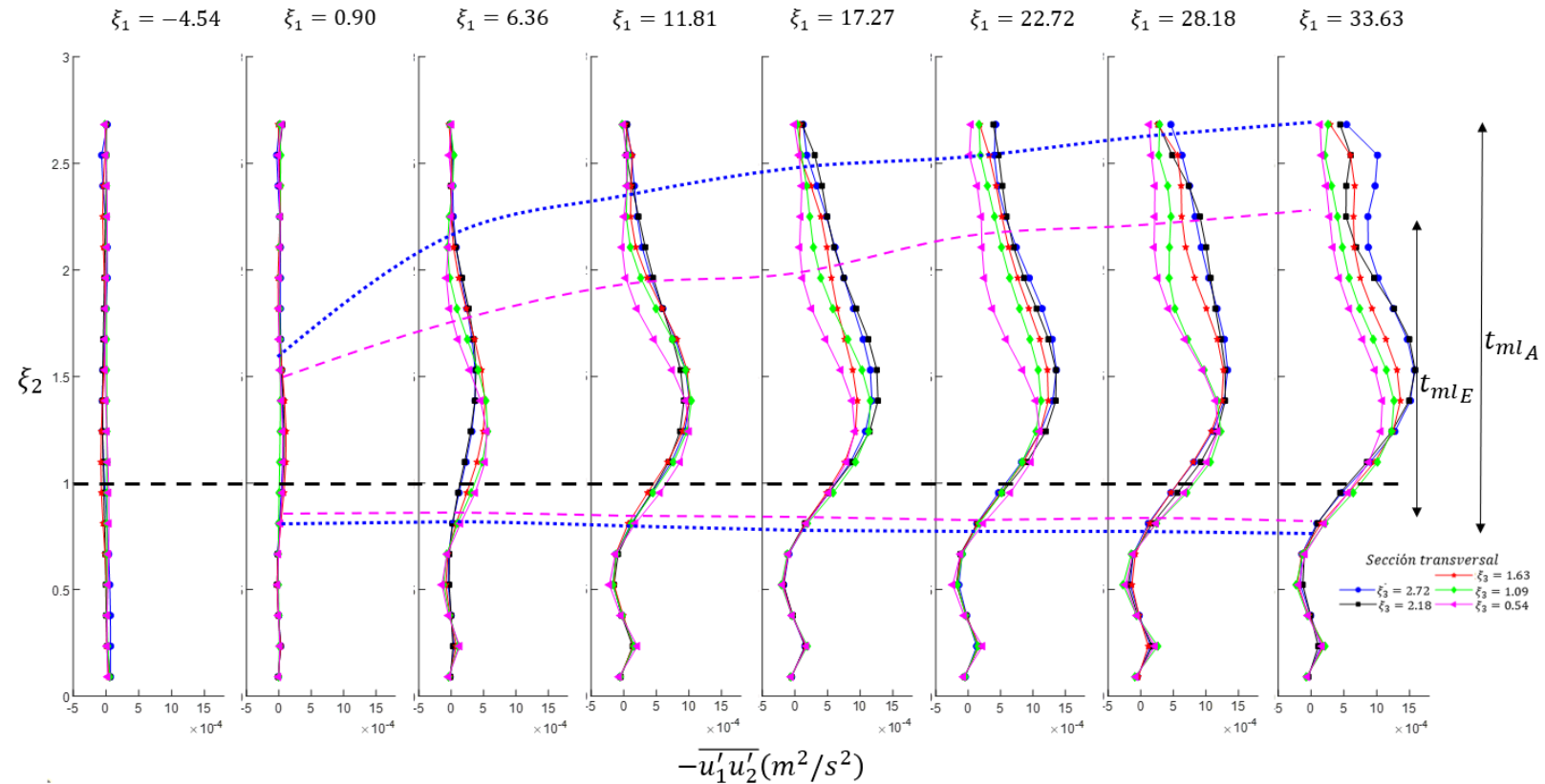


Figura 12. Perfiles de esfuerzos de Reynolds $-\overline{u'_1 u'_2}$, donde las líneas discontinuas color azul y magenta representan la variación espacial en sentido longitudinal del espesor de la capa de mezcla en la sección central $\xi_3 = 2.72$ y pegada a la pared $\xi_3 = 0.54$, respectivamente, y la línea discontinua color negro representa la copa de la vegetación $\xi_2 = 1$.

Capa de mezcla

Según Raupach, *et al.* (1996), y Ghisalberti & Nepf (2002), el perfil de velocidad de una capa de mezcla se puede analizar con la siguiente expresión:

$$\frac{U_1 - U_m}{\Delta U_1} = \frac{1}{2} \tanh\left(\frac{x_2 - \bar{y}}{2\theta}\right) \quad (5)$$

Para una mejor comprensión en la Figura 1 se muestran las variables de la capa de mezcla. Donde $U_m = U_1(y_r) + U_1(y_u)/2$; ΔU_1 es la diferencia de velocidad para cada sección transversal: $\Delta U_1 = U_1(y_r) - U_1(y_u)$; $U_1(y_r)$ y $U_1(y_u)$ indican la velocidad promediada en el límite superior e inferior de la capa de mezcla, respectivamente; y_u y y_r es la distancia del fondo del canal al valor del esfuerzo de Reynolds con valor cero por debajo y encima del valor máximo de esfuerzo de Reynolds, respectivamente, $\bar{y} = (y_r + y_u)/2$. Este análisis se desarrolla para cada perfil de velocidad en las secciones longitudinales y transversales. El espesor de *momentum* θ se define con la siguiente expresión:

$$\theta = \int_0^\infty \left[\frac{1}{4} - \left(\frac{U_1 - U_m}{\Delta U_1} \right)^2 \right] dx_2 \quad (6)$$

En la Figura 13 se hace una comparación entre el modelo teórico para evaluar los perfiles de velocidad de tangente hiperbólica de una capa de mezcla pura y los datos experimentales.

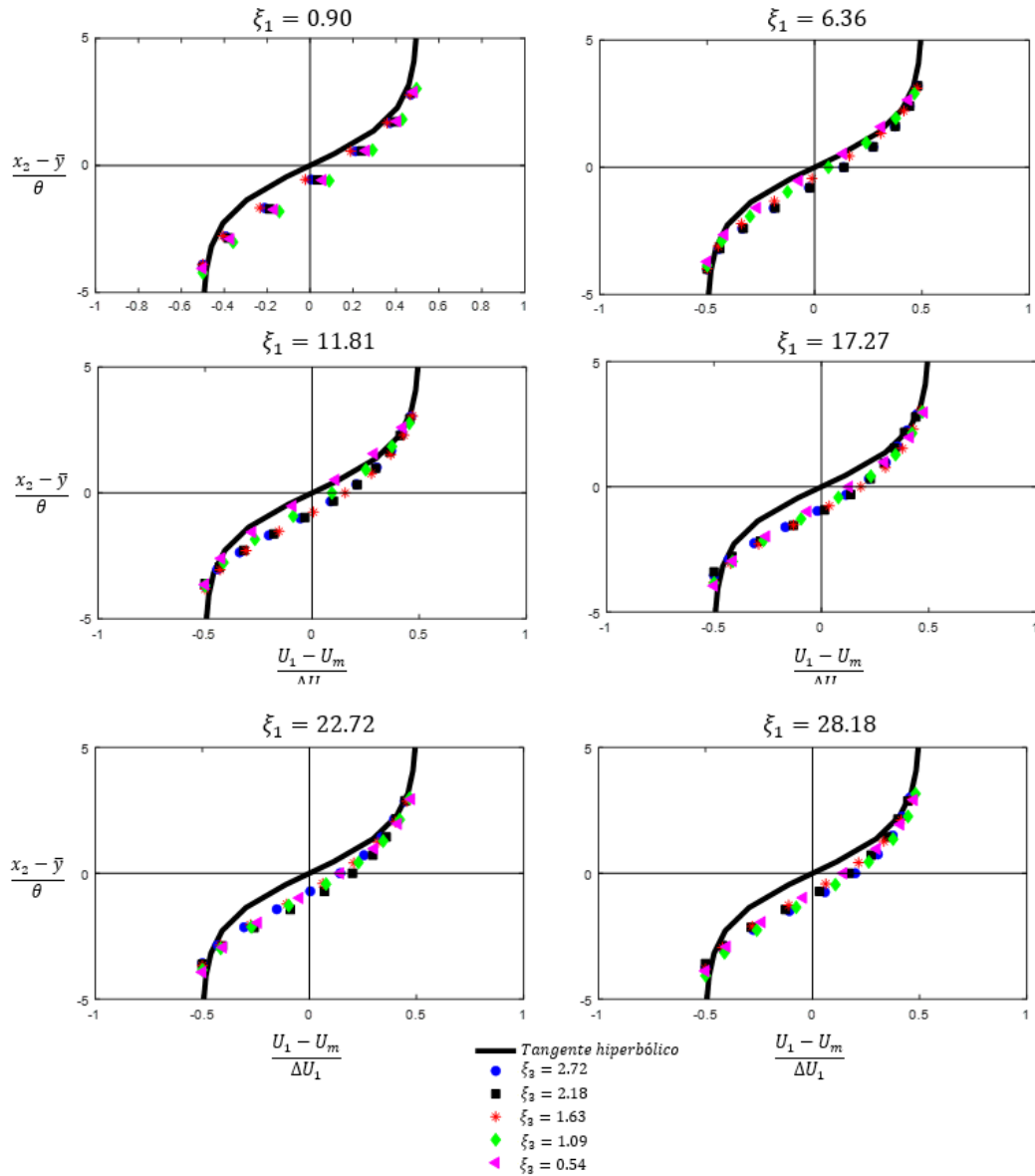


Figura 13. Comparación de los perfiles de velocidad media con el perfil de tangente hiperbólica de una capa de mezcla para cada sección transversal para diferentes posiciones en sentido longitudinal.

De acuerdo con los resultados, se observa que los perfiles de velocidad obtenidos en la experimentación se asemejan a un perfil de capa de mezcla, por lo tanto se concluye que se forma una capa de mezcla en un flujo intermedio.

Modelo fenomenológico

Para evaluar la evolución de la capa de mezcla en sentido longitudinal para cada sección de análisis se propone aplicar una división del campo de flujo en cuatro zonas, como se describe en la Tabla 3 y se muestra en la Figura 14.

Tabla 3. División de las zonas de modelo fenomenológico, donde X_i es el inicio de análisis (zona aguas arriba de la vegetación); X_{FL} , el inicio de la zona divergente; X_{FD} , el inicio de la zona de desarrollo; X_{ZD} , el inicio de la zona completamente desarrollada, y X_L es el fin del campo de análisis.

Zona	Condición de flujo	Espacio de análisis
I	Inicial	$[X_i, X_{FL}]$
II	Divergente	$[X_{FL}, X_{FD}]$
III	Desarrollo	$[X_{FD}, X_{ZD}]$
IV	Completamente desarrollado	$[X_{ZD}, X_L]$

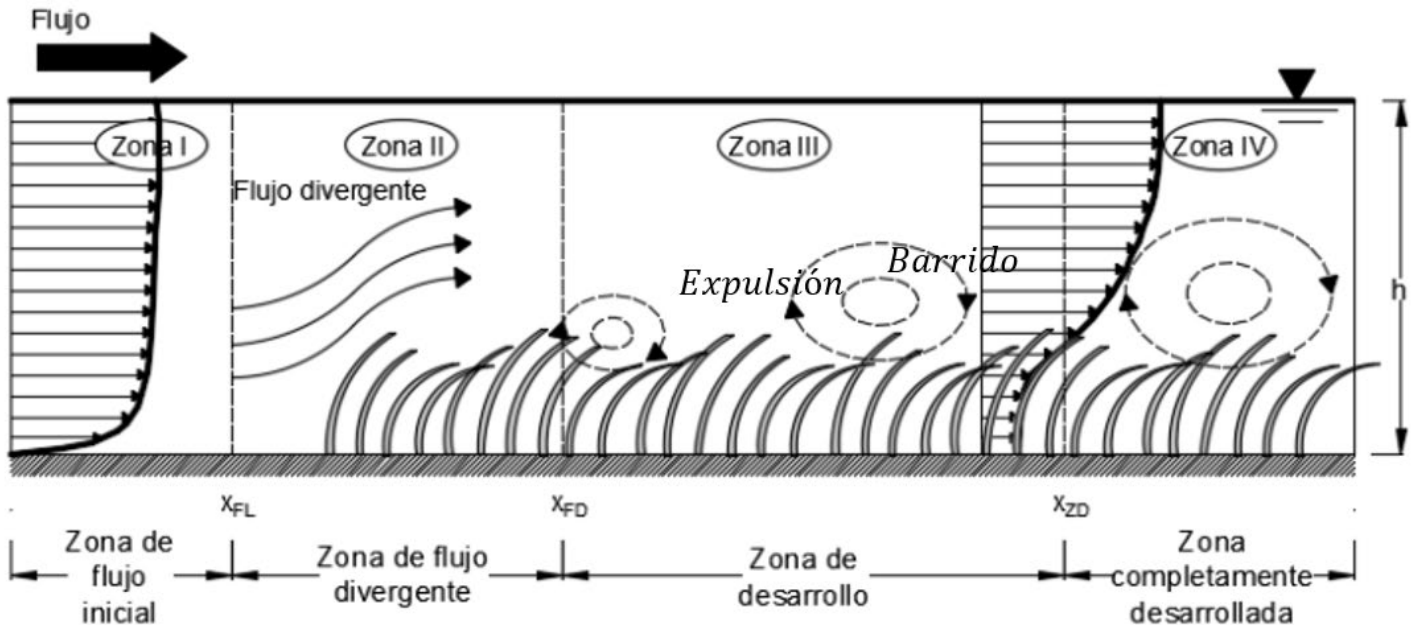


Figura 14. Modelo fenomenológico del desarrollo del flujo a través de una zona de vegetación sumergida (Okamoto & Nezu, 2013; Huai & Qian, 2015).

Aguas arriba de la zona de vegetación ($\xi_1 \leq X_{FL}$), los perfiles de velocidad se asemejan a un perfil encontrado en un flujo canal abierto, ya que la vegetación no afecta el flujo. En el inicio de la vegetación ($\xi_1 = 0$) existe una alta resistencia al flujo, e inicia un incremento de la velocidad por encima de la vegetación y una desaceleración dentro de ésta. Es decir, que parte del flujo se desvía al inicio de la zona de vegetación. Zong &

Nepf (2010) denominan este fenómeno como flujo divergente. El fin del flujo divergente es denotado como X_{FD} .

Aguas abajo de la zona de flujo divergente ($\xi_1 \geq X_{FD}$), los perfiles de velocidad tienen un alto gradiente de velocidad, como se muestra en la Figura 1. Este gradiente crea un punto de inflexión en $\xi_2 \approx 1$, induciendo una inestabilidad tipo Kelvin-Helmholtz, generando vórtices aguas abajo. El crecimiento de estos vórtices se observa en los perfiles de distribución de los esfuerzos de Reynolds. Esta zona se define como zona de desarrollo y el fin de la misma se define como X_{ZD} .

Aguas abajo de la zona de desarrollo ($\xi_1 \geq X_{ZD}$) el tamaño de los vórtices se mantiene constante y se denomina zona completamente desarrollada.

En la Figura 15 se muestra el efecto de la vegetación en la velocidad principal promediada en la vertical U_{1m} en la zona sin y con vegetación. Para determinar la velocidad promediada se utiliza la siguiente expresión:

$$U_{1m} = \frac{1}{h} \int_0^{\zeta=h} U_i(\xi_1, \zeta, \xi_3 = cte) d\zeta \quad (7)$$

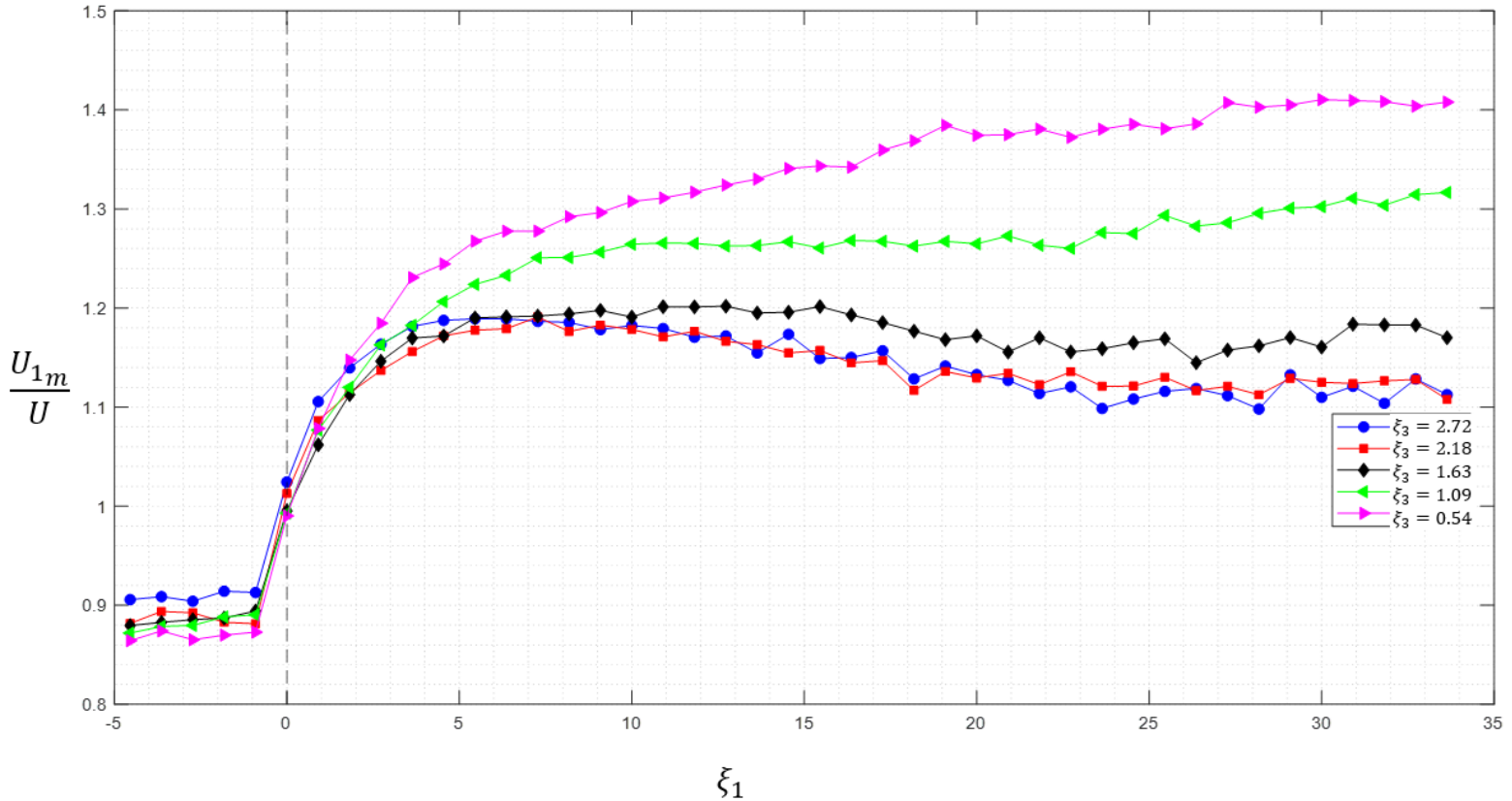


Figura 15. Variación de la velocidad media en sentido principal, aguas arriba y sobre la vegetación.

Observando en la zona aguas arriba de la vegetación, $-5 \leq \xi_1 \leq 0$, se tiene una velocidad con poca variabilidad, $\partial U_{1m}/\partial x \approx 0$. Para la zona central del canal $\xi_3 = 1.63, 2.18, 2.72$, la velocidad del flujo incrementa hasta un valor máximo en un rango $0 \leq \xi_1 \leq 5$, aguas debajo de este valor máximo la velocidad disminuye debido a que la capa de mezcla alcanza

la superficie libre, como se muestra en la Figura 11, siendo una zona de alta turbulencia. Sin embargo, para la zona pegada a la pared $\xi_3 = 0.54, 1.09$, el incremento de la velocidad se mantiene constante, debido a que la capa de mezcla no alcanza la superficie libre, por lo tanto, la zona de turbulencia es menor y no se genera la desaceleración del flujo (Figura 11).

El punto de inicio del flujo divergente, X_{FL} , y la longitud de la zona divergente (Zona II), $L_{FD} = X_{FD} - X_{FL}$, se determina a partir de la velocidad vertical promediada en la vertical, U_{2m} . Aplicando la Ecuación (7) se evalúa el flujo divergente, como se muestra en la Figura 16. Se observa un incremento rápido de la velocidad vertical en $-2.73 \leq \xi_1 \leq 0$, donde el máximo valor se encuentra al inicio de la zona de vegetación ($\xi_1 = 0$) para cada sección. El inicio del flujo divergente, X_{FL} , se determina cuando la velocidad vertical incrementa, es decir, cuando $dU_{2m}/dx_1 > 0$, por lo tanto, para las cinco secciones $X_{FL} = -2.73$. Sin embargo, el inicio de la zona de desarrollo, X_{FD} , para cada sección varía a medida que se acerca a la pared. X_{FD} se obtiene hasta el punto donde la velocidad vertical se aproxima a cero, $U_{2m} \approx 0$, como se muestra en la Figura 16. En la Tabla 4 se muestra la longitud de la Zona II, L_{FD} .

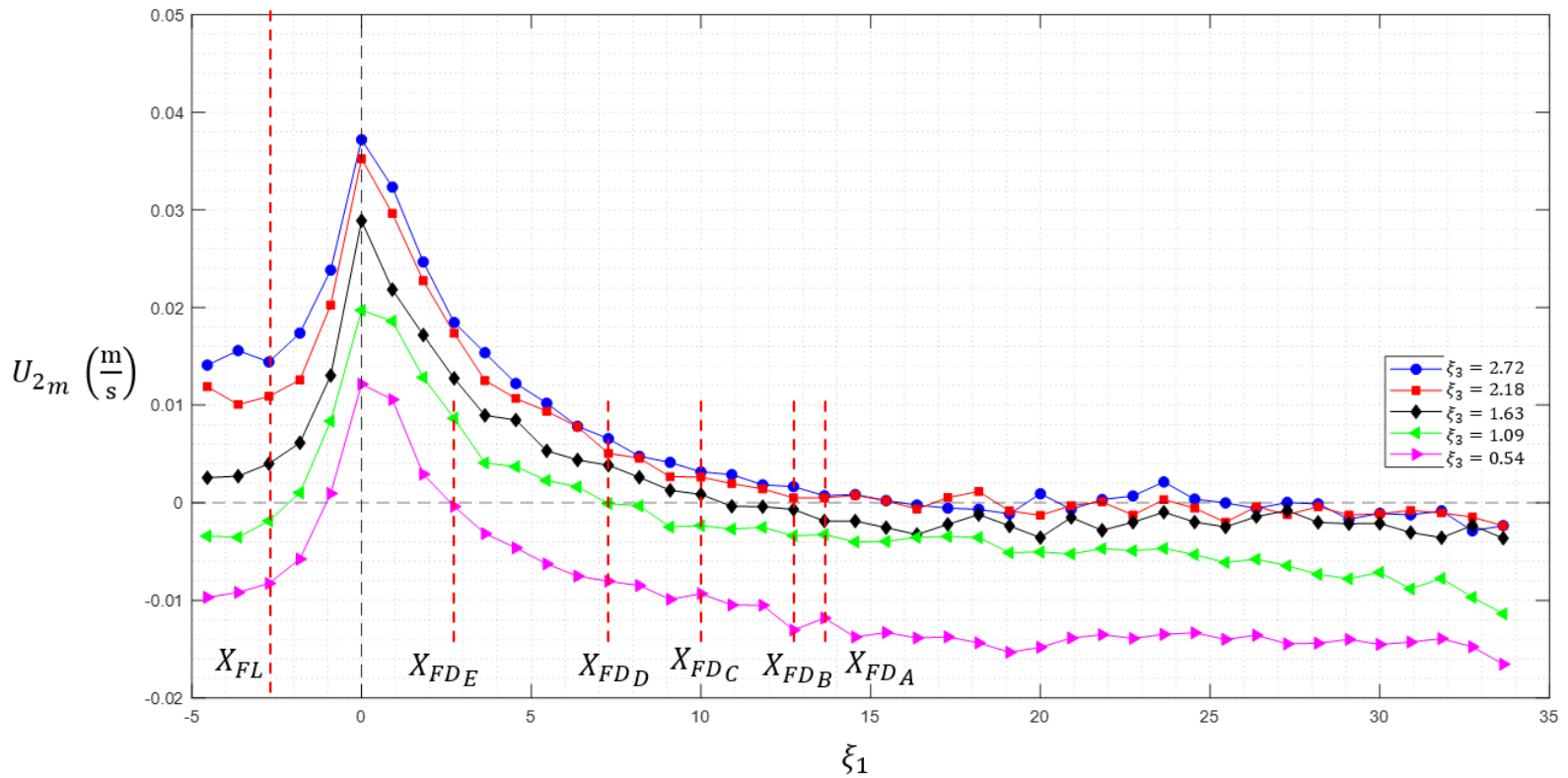


Figura 16. Variación de la velocidad media en sentido vertical para cada sección.

Tabla 4. Longitud de flujo divergente, L_{FD} .

Zona\ ξ_3	2.72	2.18	1.63	1.09	0.54
X_{FL}	-2.73	-2.73	-2.73	-2.73	-2.73
X_{FD}	13.63	12.72	10	7.27	2.72
L_{FD}	16.36	15.45	12.73	10	5.45

Para visualizar de mejor manera la zona de flujo divergente, en la Figura 17 se muestra la zona de mayor velocidad vertical U_2 .

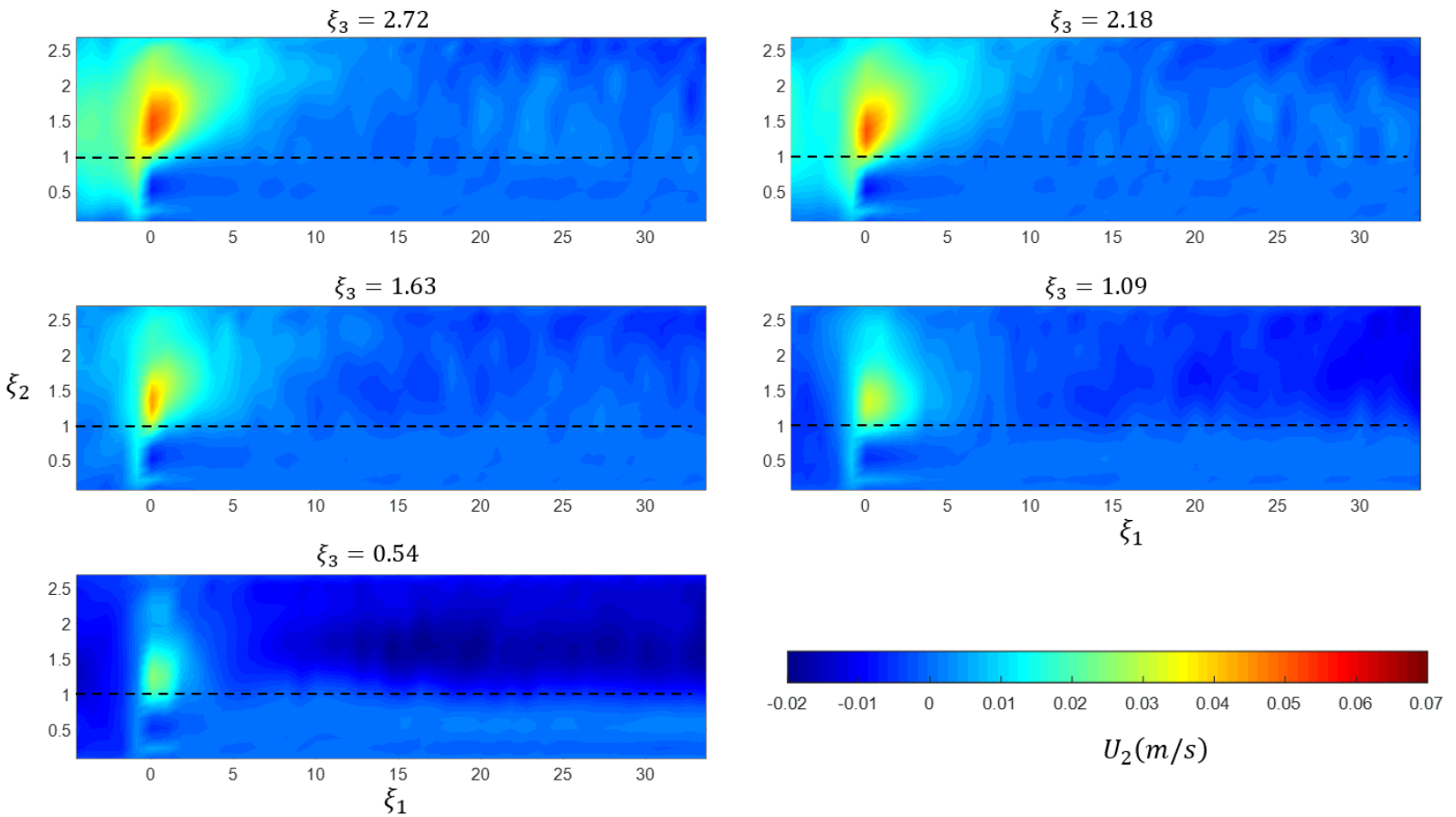


Figura 17. Contornos de velocidad media en sentido vertical U_2 , donde la línea discontinua representa la copa de la vegetación $\xi_2 = 1$.

Aguas abajo de la zona de flujo divergente, las velocidades en sentido vertical se vuelven pequeñas, observando valores de velocidad negativos, $U_2 < 0$. Entonces, para $\xi_2 \geq X_{FD}$, la capa de mezcla crece de forma gradual hasta que el tamaño de la capa de mezcla, t_{ml} , se mantiene constante, es decir, cuando $dt_{ml}/dx_1 \approx 0$, se ubica el inicio de la zona completamente desarrollada, X_{ZD} . En la Figura 12 se observa la variación espacial de la capa de mezcla. Entonces, para cada sección, X_{ZD} se obtiene con la variación espacial del tamaño de la capa de mezcla, como se muestra en la Figura 18.

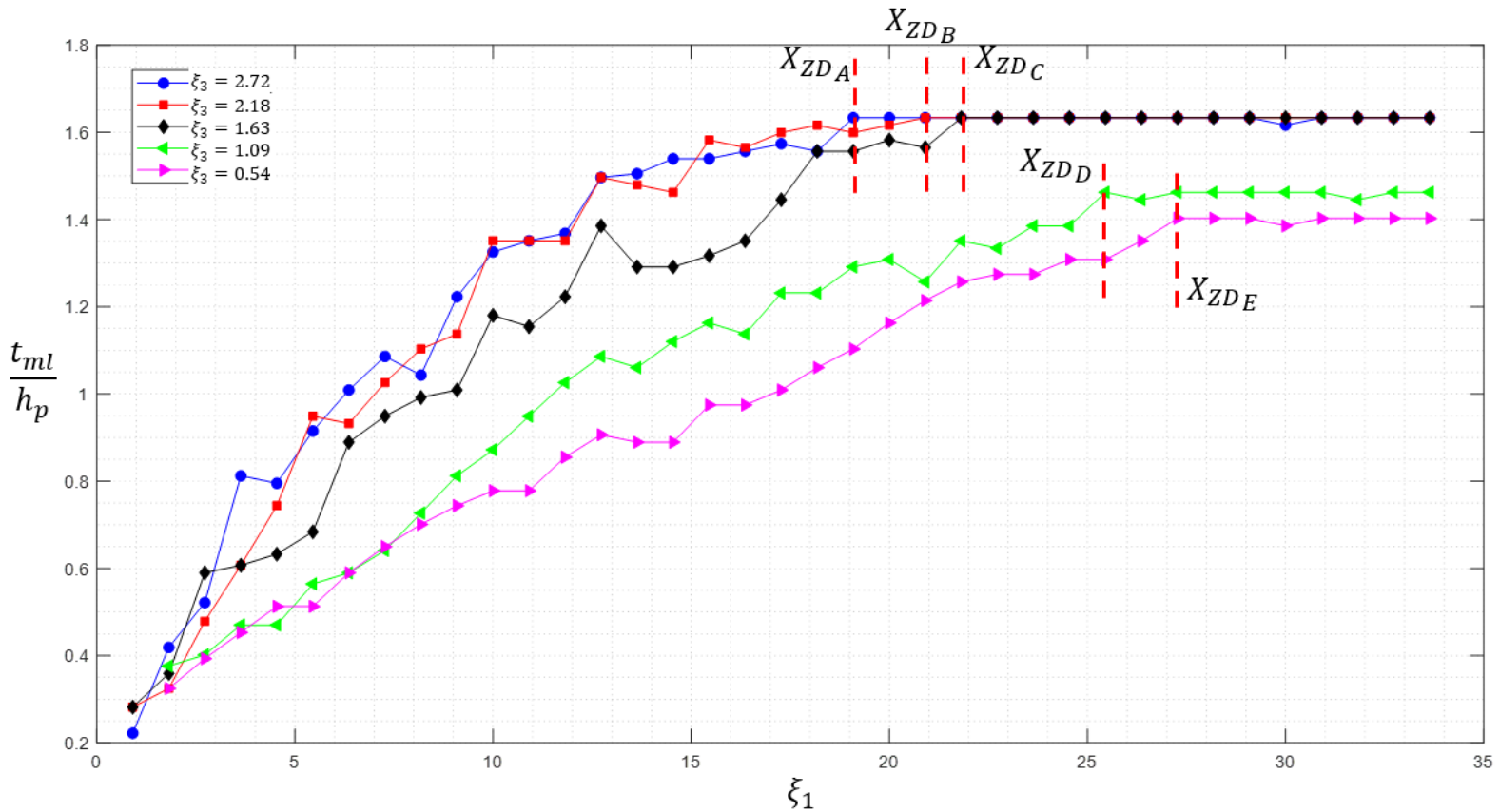


Figura 18. Variación espacial del tamaño de la capa de mezcla, t_{ml} , para cada sección.

Para comparación, en la Figura 19 se muestra la variación del espesor de *momentum*, θ , que es una medida de crecimiento de la capa de corte. Se observa que t_{ml} y θ crecen rápidamente aguas abajo del inicio de la zona de vegetación.

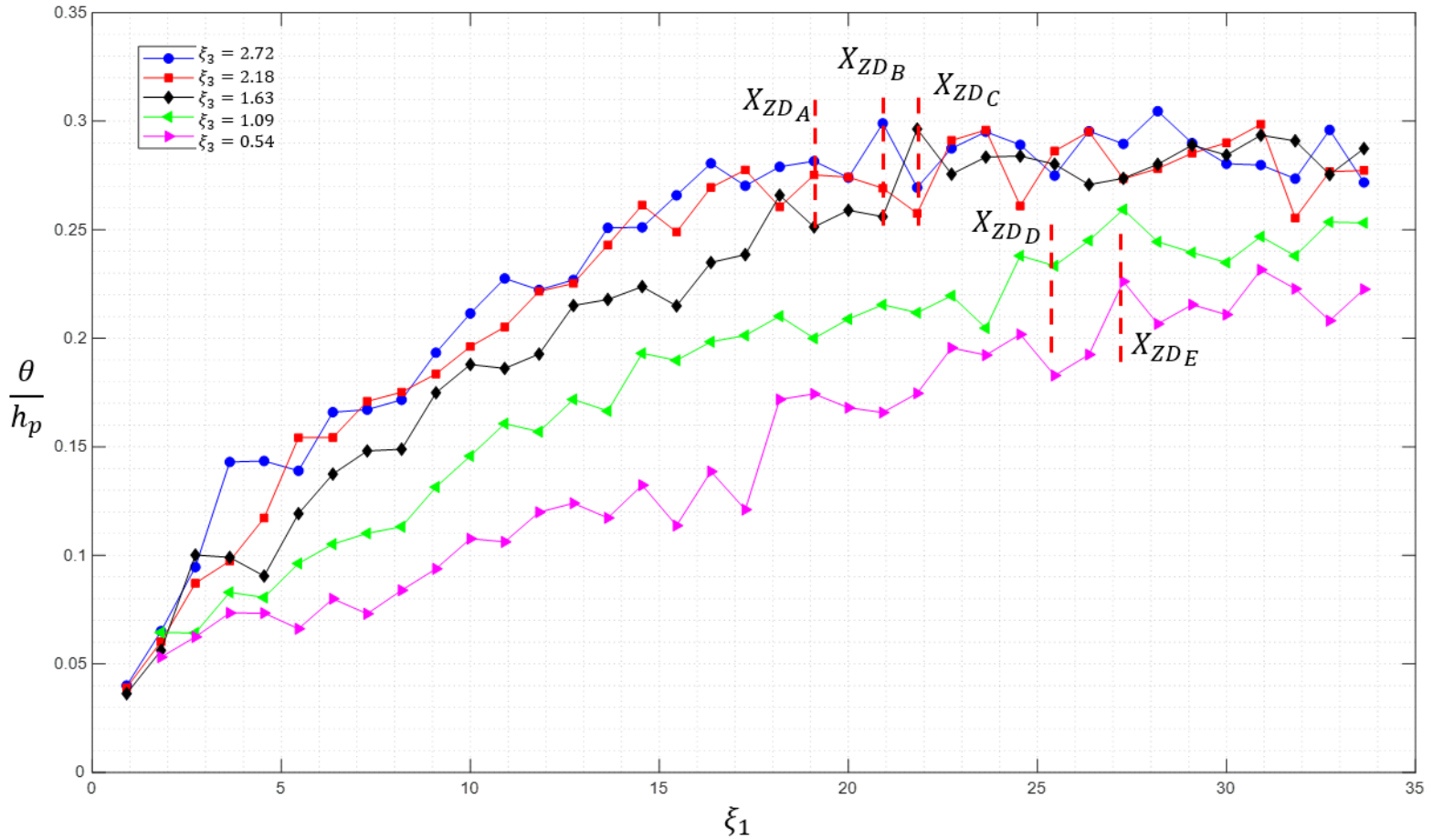


Figura 19. Variación espacial del espesor de *momentum*, θ , para cada sección.

Entonces la longitud de la zona de desarrollo se obtiene con $L_{ZD} = X_{ZD} - X_{FD}$. En la Tabla 5 se muestran las longitudes de la Zona III para cada sección.

Tabla 5. Longitud de zona de desarrollo, L_{ZD} .

Zona \ ξ_3	2.72	2.18	1.63	1.09	0.54
X_{FD}	13.63	12.72	10	7.27	2.72
X_{ZD}	19.09	20.91	21.82	25.45	27.27
L_{ZD}	5.45	8.19	11.82	18.18	24.55

Por último, aguas debajo de la Zona III, $\xi_1 \geq X_{ZD}$, se encuentra la zona completamente desarrollada (Zona IV), L_{CD} , hasta donde termina la zona de vegetación. En la Figura 20 se muestra el modelo fenomenológico del desarrollo del flujo para esta prueba, donde se observan las variaciones de las cuatro zonas en sentido transversal, x_3 .

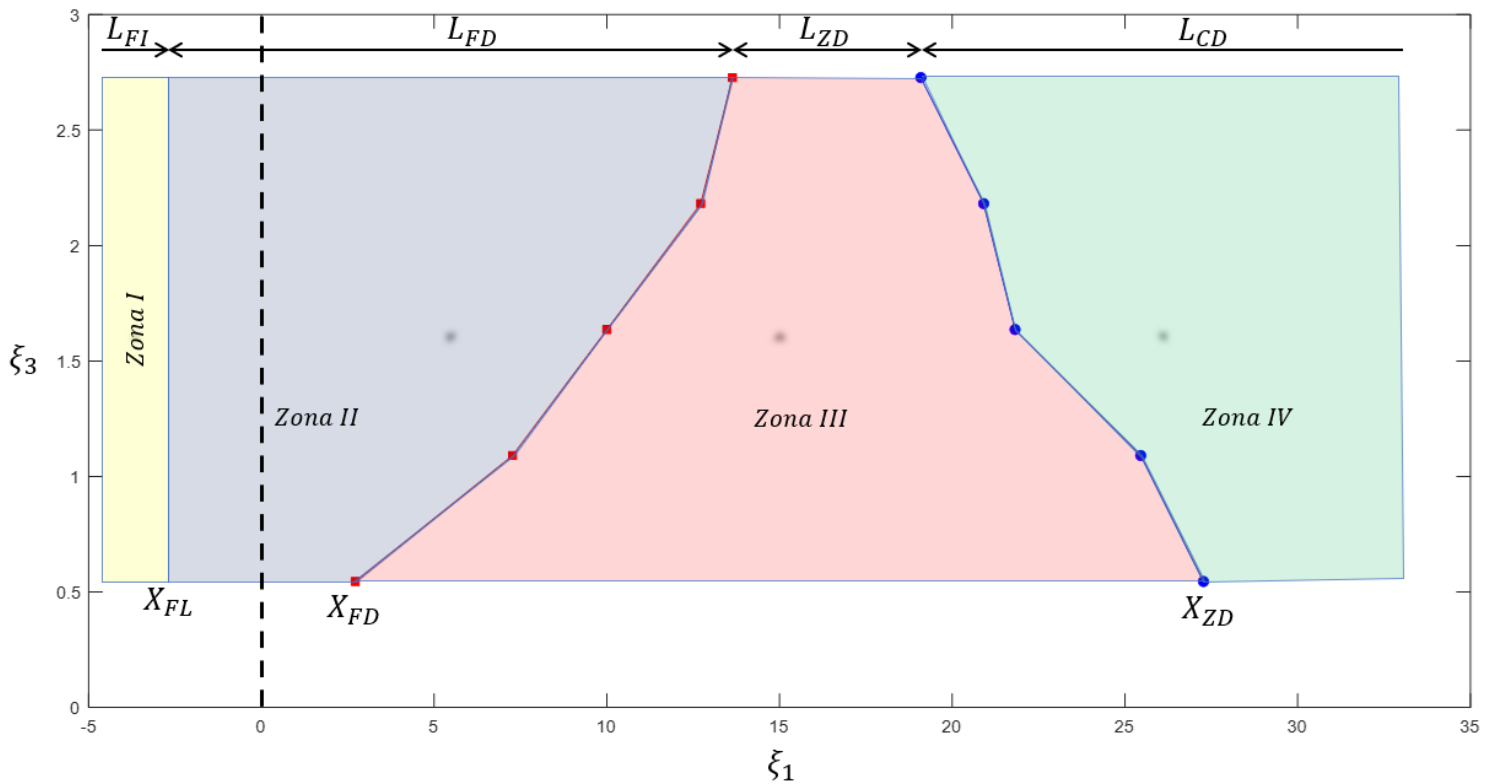


Figura 20. Modelo fenomenológico, donde la línea discontinua color negro indica el inicio de la zona de vegetación, $\xi_1 = 0$.

Se observa que la longitud de la Zona III, L_{ZD} , para el centro del canal, $\xi_3 = 2.72$, es menor con respecto a la zona pegada a la pared, $\xi_3 = 0.54$. Esto indica que en el centro del canal existe mayor resistencia, ya que en el centro se tiene una desaceleración del flujo alta en comparación con la zona pegada a la pared (ver Figura 15).

Análisis de cuadrantes

Se realizó un análisis de cuadrantes para los esfuerzos de Reynolds instantáneos $-u'_1(t)u'_2(t)$ para el análisis de las estructuras turbulentas que contribuyen en el transporte de *momentum*. El principio básico del análisis de cuadrantes es descomponer los esfuerzos de Reynolds en cuatro tipos de flujos, denominados Q_1 , Q_2 , Q_3 y Q_4 , en el plano $u'_1 - u'_2$, en función de los signos de la fluctuación de la velocidad principal u'_1 y vertical u'_2 , como se muestra en la Figura 21.

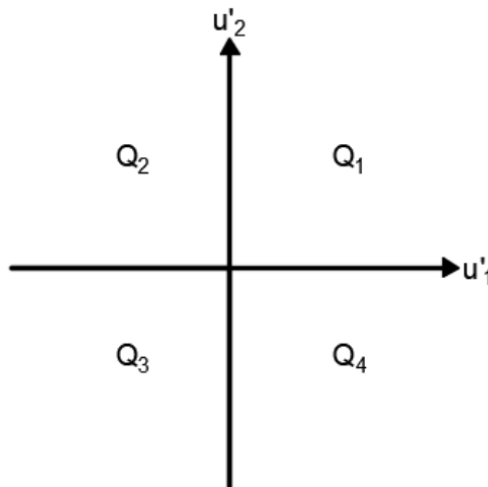


Figura 21. Diagrama de cuadrantes $u'_1 - u'_2$.

El cuadrante de esfuerzos de Reynolds RS_i se define de la siguiente manera (Okamoto *et al.*, 2012; Okamoto & Nezu, 2013):

$$RS_i = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T (u'_1 u'_2) I_i dt \quad (8)$$

Donde T es la duración de la medición. Si (u'_1, u'_2) existen en cuadrante Q_i , entonces $I_i = 1$; en caso contrario, $I_i = 0$.

Cada cuadrante de (u'_1, u'_2) corresponde a los eventos coherentes siguientes:

$Q_1 (u'_1 > 0, u'_2 > 0)$: interacción externa, que es el movimiento ascendente del flujo de alta velocidad.

$Q_2 (u'_1 < 0, u'_2 > 0)$: expulsión, que es el movimiento ascendente del flujo de baja velocidad.

$Q_3 (u'_1 > 0, u'_2 < 0)$: interacción interna, que es el movimiento descendente del flujo de baja velocidad.

$Q_4 (u'_1 < 0, u'_2 < 0)$: barrido, que es el movimiento descendente del flujo de alta velocidad.

En la Figura 22 se muestra la distribución vertical de los cuadrantes de esfuerzos de Reynolds, RS_i , para las cuatro zonas del modelo fenomenológico en $\xi_3 = 2.72$. Además, se presenta el plano de las

velocidades fluctuantes $(u'_1 - u'_2)$ para $\xi_2 = 1.2$, donde se indica el porcentaje de contribución de cada cuadrante. En la zona de flujo inicial, $\xi_1 = -2.72$, se observa que los valores son pequeños y el porcentaje de aportación de las estructuras turbulentas al transporte de *momentum* es similar, es decir, no se observan estructuras organizadas.

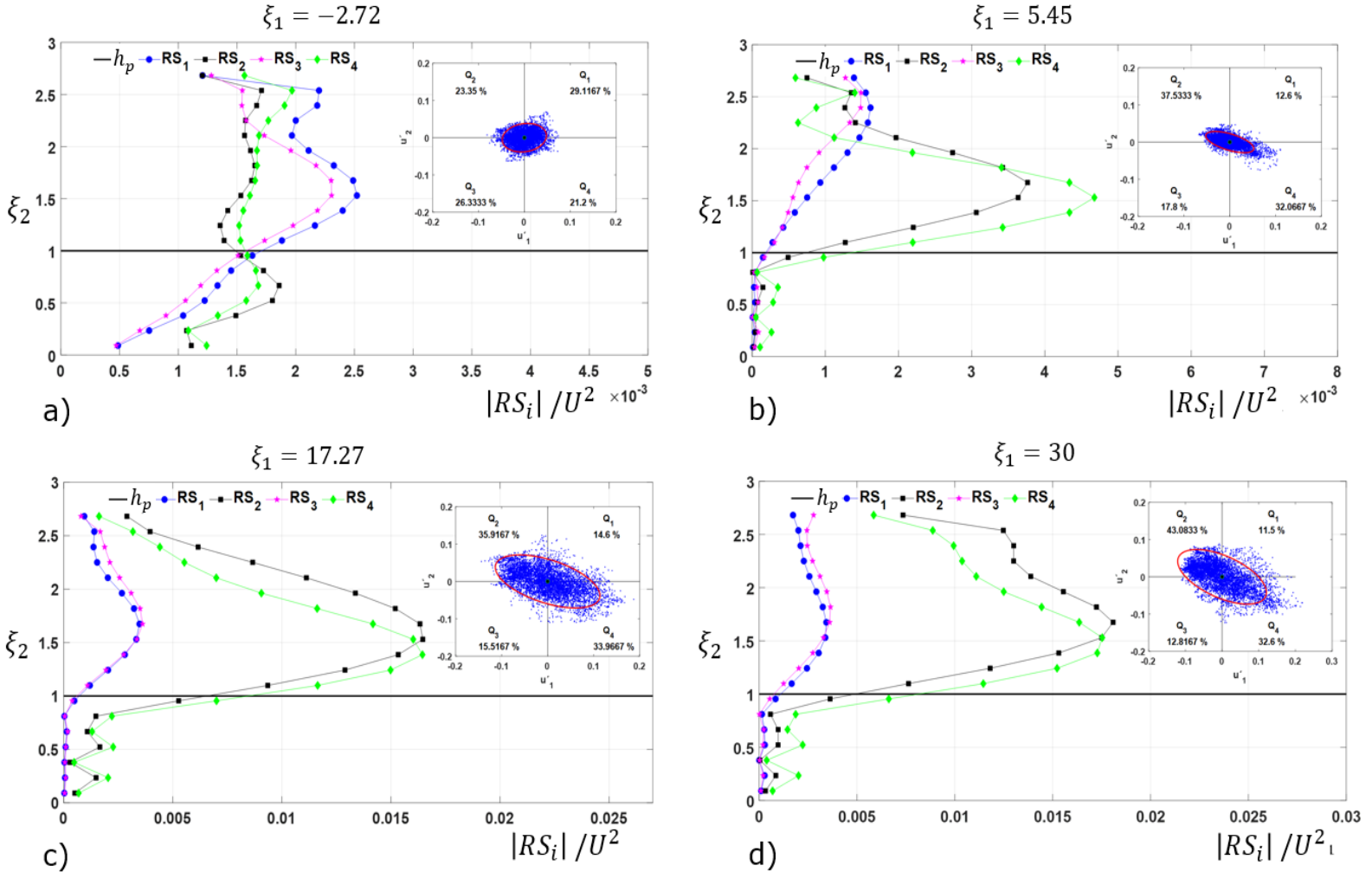


Figura 22. Cuadrantes de esfuerzos de Reynolds para la sección central del canal $\xi_3 = 2.72$: a) zona inicial ($\xi_1 = -2.72$); b) zona divergente ($\xi_1 = 5.45$); c) zona desarrollada ($\xi_1 = 17.27$); d) zona completamente desarrollada ($\xi_1 = 30$).

En la zona de flujo divergente, $\xi_1 = 5.45$, sobre la zona de vegetación ($\xi_2 \geq 1$) se observa que la estructura dominante es el barrido, RS_4 (Figura 22b).

En la zona de desarrollo, $\xi_1 = 17.27$, las estructuras dominantes son la expulsión y el barrido por efecto de los vórtices en la capa de mezcla, que son los movimientos ascendentes de baja velocidad y descendente de alta velocidad, respectivamente Huai *et al.* (2019). Esto se observa en $\xi_2 \approx 1.5$, donde se encuentra el valor máximo de esfuerzos de Reynolds (Figura 22c).

En la zona de flujo completamente desarrollada $\xi_1 = 30$, la estructura de expulsión y barrido aumentan un 11 % con respecto a la zona de desarrollo. Estos resultados indican que la contribución del transporte de *momentum* entre la zona de vegetación y la zona sobre ésta es principalmente por las condiciones de expulsión y barrido.

Para visualizar las estructuras turbulentas en toda la región de flujo, en la Figura 23 se muestran los contornos de los cuadrantes de esfuerzos de Reynolds para todas las secciones. Se observa que para todas las secciones, las estructuras que mayor contribuyen al transporte de *momentum* son la de estructura de expulsión y barrido. Además, se observa que los valores máximos están en la zona de capa de mezcla.

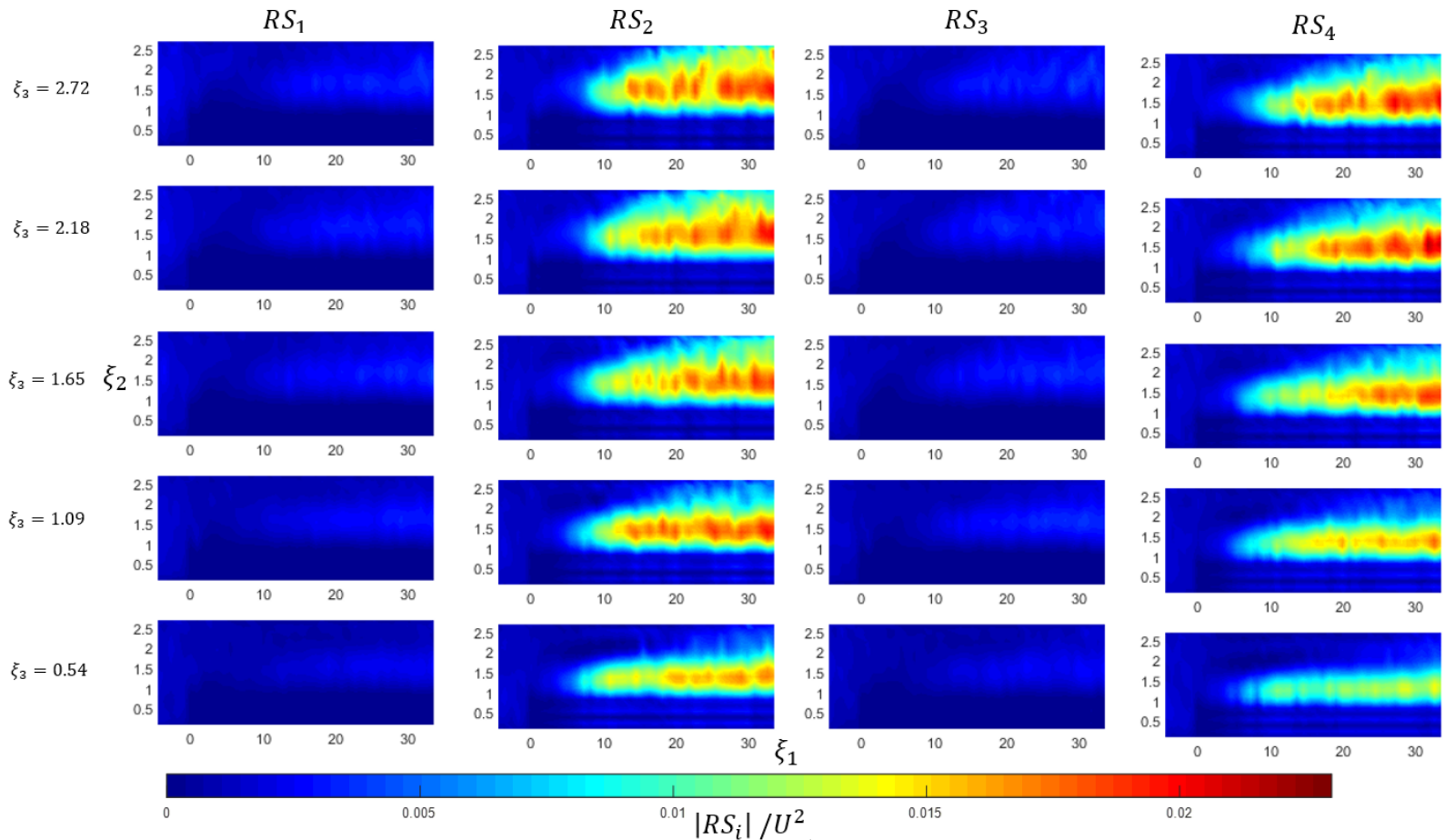


Figura 23. Contornos de los cuadrantes de esfuerzos de Reynolds, RS_i , para cada sección transversal ξ_3 , evaluado sobre el espacio $x_1 - x_2$.

Una vez encontradas las estructuras turbulentas con mayor contribución, en la Figura 24 se comparan las contribuciones del movimiento de barrido y expulsión utilizando la Ecuación (9):

$$R_{S/E} = \frac{1}{h} \int_0^{\zeta=h} \frac{RS_A}{RS_2} d\zeta \quad (9)$$

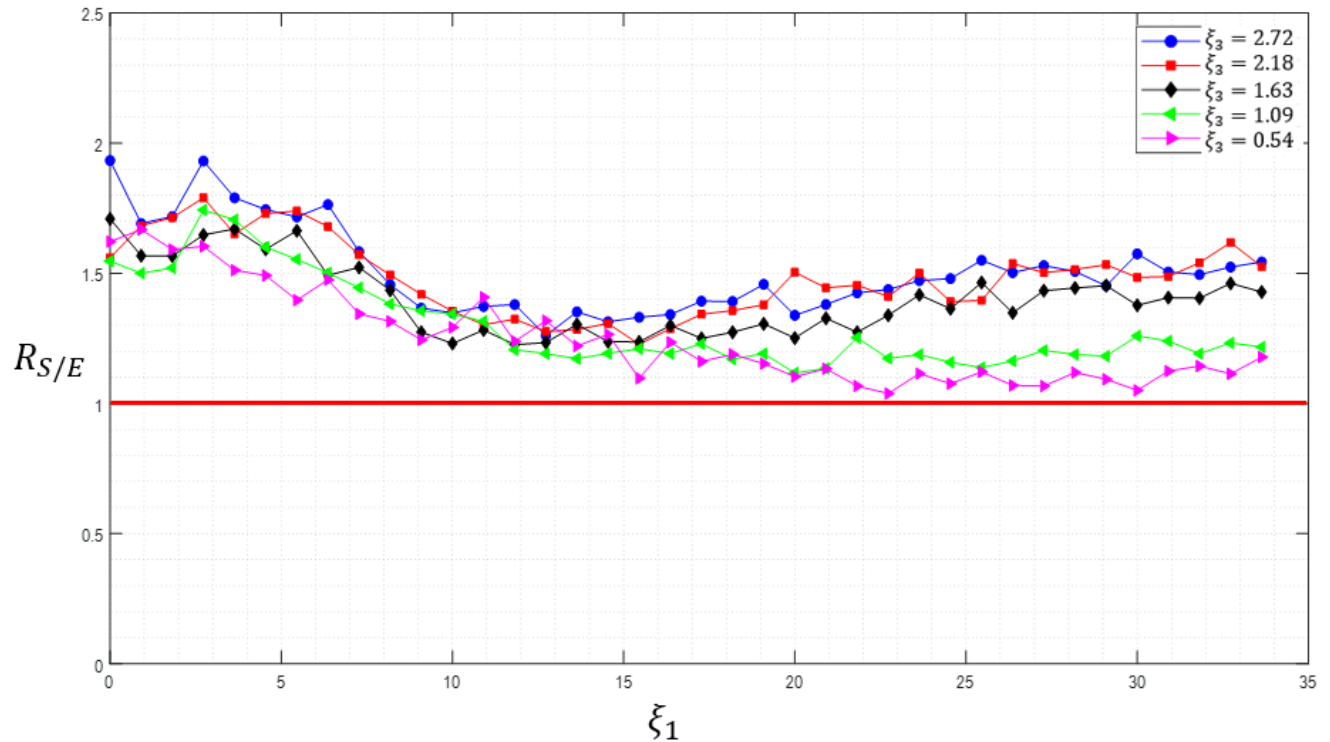


Figura 24. Relación entre las estructuras de barrido y expulsión.

Aplicando la Ecuación (9) para cada sección se obtienen las relaciones entre barrido y expulsión $R_{S/E}$, observando una relación $R_{S/E} > 1$ para todas las secciones transversales, por lo tanto, la estructura con mayor contribución al transporte de momento vertical se debe al movimiento de barrido.

Conclusiones

En este estudio, las mediciones de turbulencia se realizaron en un canal con un parche de vegetación de longitud finita para examinar la creación y evolución aguas abajo de las estructuras turbulentas en la capa de mezcla sobre la vegetación.

En los perfiles de velocidad media se confirma la presencia de un punto de inflexión ocasionado por la inestabilidad de tipo Kelvin-Helmholtz similar al análisis teórico cuando se presentan dos flujos potenciales de diferente velocidad. Mediante la distribución vertical de los esfuerzos de Reynolds se identificó la capa de mezcla, así como la variación del tamaño a lo largo del parche de vegetación y en sentido transversal. Se observa que el tamaño de la capa de mezcla deja de crecer en la zona completamente desarrollada ($x_1 \geq X_{ZD}$) debido a que la capa de mezcla se extiende a la superficie libre. Además, el tamaño de la capa de mezcla para $\xi_3 = 2.72$ (sección A) es de un 2 % más grande en comparación con $\xi_3 = 0.54$ (sección E); esto se observa claramente en los contornos de esfuerzos de Reynolds (Figura 11) debido a que el campo de flujo de alta

velocidad es más grande al de baja velocidad, como se muestra en la Figura 9.

Con el modelo fenomenológico del flujo se identificaron las cuatro zonas del flujo para las cinco secciones de análisis; se obtuvieron las longitudes de estas zonas para las secciones, como se muestra en la Figura 20. Se observa que para $\xi_3 = 0.54$ (sección *E*) requiere mayor distancia, para que la capa de mezcla se desarrolle completamente, en comparación con $\xi_3 = 2.72$ (sección *A*). Esto se visualiza en la magnitud de los esfuerzos de Reynolds.

Se aplicó un análisis de cuadrantes para identificar las estructuras turbulentas que contribuyen al transporte de *momentum*; para la zona de flujo inicial no se observa una estructura organizada; en las zonas de desarrollo y completamente desarrollada aparecen estructuras de expulsión y barrido cerca de la copa de la vegetación; tales resultados indican que la contribución del transporte de *momentum* entre la zona de vegetación y la zona sobre ésta es principalmente por las estructuras de expulsión y barrido.

Con la metodología empleada en este artículo es posible identificar la presencia de una capa de mezcla y las características de las estructuras turbulentas presentes en ella. Además, con el uso de un modelo fenomenológico aplicado a varias secciones se generó un mapa que muestra la variación de las cuatro zonas a lo largo de un canal con vegetación, lo cual puede emplearse para canales con vegetación con características similares a las utilizadas en este experimento, tales como

la relación de sumergencia, rigidez a la flexión, densidad adimensional y velocidad media principal.

Agradecimientos

Los autores agradecen al Dr. Jorge Armando Laurel Castillo por realizar una revisión previa de este trabajo. Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (Conacyt), a la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) y al Instituto Mexicano de Tecnología del Agua (IMTA).

Referencias

- Carollo, F. G., Ferro, V., & Termini, D. (2005). Flow resistance law in channels with flexible submerged vegetation. *Journal of Hydraulic Engineering*, 554-564.
- Finnigan, J. (2000). Turbulence in plant canopies. *Annual Reviews Fluid Mechanics*, 519-571.
- Ghani, U., Ali, S., & Latif, A. (October, 2013). Impact of vegetation density on flow characteristics in a straight compound channel. *Journal of Engineering & Technology*, 32(4), 631-638.
- Ghisalberti, M., & Nepf, H. M. (2002). Mixing layers and coherent structures in vegetated aquatic flows. *Journal of Geophysical Research*, 107(C2), 1-11. DOI: 10.1029/2001JC000871
- Ho, C.-M., & Huerre, P. (1984). Perturbed free shear layers. *Annual Review of Fluid Mechanics*, 16, 365-424.

- Huai, W.-X., & Qian, Z.-D. (2015). Large-eddy simulation of turbulent rectangular open-channel flow with an emergent rigid vegetation patch. *Advances in Water Resources*, 80, 30-42. Recuperado de <https://doi.org/10.1016/j.advwatres.2015.03.006>
- Huai, W.-X., Zhang, J., Wang, W.-J., Katul, G. G., Tang, X., & Cheng, Y.-G. (2019). The structure of turbulent flow through submerged flexible vegetation. *Journal of Hydrodynamics*, 31, 274-292.
- Järvelä, J. (2004). Determination of flow resistance caused by non-submerged woody vegetation. *International Journal of River Basin Management*, 2(1), 61-70. DOI: 10.1080/15715124.2004.9635222
- Jeon, H.-S. (2015). *Flow and sediment-POM transport in stream with vegetation*. Nagoya, Japan: Nagoya University.
- Kouwen, N., & Li, R.-M. (1980). Biomechanics of vegetative channel linings. *Journal of the Hydraulics Division*, 106, 1085-1103.
- Maltese, A., Cox, E., Folkard, A. M., Ciruolo, G., Loggia, G., & Lambardo, G. (2007). Laboratory measurements of flow and turbulence in discontinuous distributions of ligulate seagrass. *Journal of Hydraulic Engineering*, 133(7), 750-760.
- Nepf, H., & Vivoni, E. (2000). Flow structure in depth-limited, vegetated flow. *Journal of Geophysical Research*, 105(28), 28.547-28.557. Recuperado de <https://doi.org/10.1029/2000JC900145>
- Nezu, I., & Sanjou, M. (2008). Turbulence structure and coherent motion in vegetated canopy open-channel flows. *Journal of Hydro-*

- Environment Research*, 2(2), 62-90. DOI: 10.1016/j.jher.2008.05.003
- Nikora, V., Larned, S., Nikora, N., Debnath, K., Cooper, G., & Reid, M. (2008). Hydraulic resistance due to aquatic vegetation in small streams: Field study. *Journal of Hydraulic Engineering*, 134(9), 1326-1332.
- Okamoto, T. A., & Nezu, I. (2009). Turbulence structure and "Monami" phenomena in flexible vegetated open-channel flows. *Journal of Hydraulic Engineering*, 47(6), 798-810. Recuperado de <https://doi.org/10.3826/jhr.2009.3536>
- Okamoto, T. A., & Nezu, I. (2010). Flow resistance law in open-channel flows with rigid and flexible vegetation. *River Flow*, 261-268. Recuperado de https://izw.baw.de/e-medien/river-flow-2010/PDF/A2/A2_03.pdf
- Okamoto, T.-A., & Nezu, I. (2013). Spatial evolution of coherent motions in finite-length vegetation patch flow. *Environmental Fluid Mechanics*, 13(5), 417-434. DOI: 10.1007/s10652-013-9275-6.
- Okamoto, T.-A., Nezu, I., & Ikeda, H. (2012). Vertical mass and momentum transport in open-channel flows with submerged vegetations. *Journal of Hydro-Environment Research*, 6(4), 287-297. DOI: 10.1016/j.jher.2012.03.002
- Palmer, V. (1945). A method for designing vegetated waterways. *Agricultural Engineering*, 26(12), 516-520.

- Poggi, D., Porporato, A., & Ridolfi, L. (2004). The effect of vegetation density on canopy sub-layer turbulence. *Boundary-Layer Meteorology*, 111, 565-587.
- Raupach, M. R., Finnigan, J. J., & Brunet, Y. (1996). Coherent eddies and turbulence in vegetation canopies: The mixing-layer analogy. *Boundary-Layer Meteorology*, 78, 351-382.
- Sukhodolov, A., & Sukhodolova, T. (2006). Evolution of mixing layers in turbulent flow over submerged vegetation: Field experiments and measurement study. *Proceedings of the International Conference on Fluvial Hydraulics River Flow 2006* September 6-8, 2006 Lisbon, Portugal, Taylor and Francis, London, v. 1: 525-534.
- Vargas-Luna, A., Crosato, A., & Uijttewaalt, W. S. (2015). Effects of vegetation on flow and sediment transport: Comparative analyses and validation of predicting models. *Earth Surface Processes and Landforms*, 157-176. Recuperado de <https://doi.org/10.1002/esp.3633>
- Wilson, C. (2007). Flow resistance models for flexible submerged vegetation. *Journal of Hydrology*, 342(3-4), 213-222.
- Wilson, C. A., Stoesser, T., Bates, P. D., & Btemann-Pinzen, A. (2003). Open channel flow through different forms of submerged flexible vegetation. *Journal of Hydraulic Engineering*, 129(11), 847-853.
- Zong, L., & Nepf, H. (2010). Flow and deposition in and around a finite patch of vegetation. *Geomorphology*, 116(3-4), 363-372. Recuperado de <https://doi.org/10.1016/j.geomorph.2009.11.020>

DOI: 10.24850/j-tyca-14-02-03

Artículos

Causa de falla en la obra de excedencias, presa Endhó: modelación física

Cause of failure at Endhó dam spillway: Physical modeling

Martha Bautista-Hernández¹, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1329-8515>

Oscar Luis Palacios-Vélez², ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7907-2802>

Martín Rubén Jiménez-Magaña³, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1034-5996>

Ramón Eduardo Arteaga-Tovar^{4†}, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9505-1200>

¹Colegio de Postgraduados, Texcoco de Mora, México, bautista.martha@colpos.mx

²Colegio de Postgraduados, Texcoco de Mora, México, opalacio@colpos.mx

³Facultad de Estudios Superiores Aragón, Universidad Nacional Autónoma de México, Nezahualcóyotl, México, mr.jimenez@comunidad.unam.mx



†⁴Universidad Autónoma Chapingo, Texcoco de Mora, México,
artrem71@gmail.com

Autora para correspondencia: Martha Bautista,
bautista.martha@colpos.mx

Resumen

En las últimas décadas, la demanda de agua se ha incrementado y con ello la necesidad de almacenar los escurrimientos de forma artificial. Así, han surgido las presas de almacenamiento, estructuras consideradas de alto riesgo en caso de falla. La obra de excedencias de la presa Endhó presenta daños importantes en las losas de revestimiento del canal de descarga, específicamente en la parte final de la rápida, en lo correspondiente a la trayectoria, que entrega el agua al estanque amortiguador, lo cual pone en riesgo la estabilidad del embalse. De acuerdo con las características geológicas e hidráulicas de la obra es probable que la fuerza de subpresión sea la causa principal del desgaste, ruptura y desprendimiento de las losas. Para determinar las causas que originan la falla, se construyó un modelo físico escala 1:100, donde se cumplieron las leyes de similitud (Froude) y semejanza (geométrica, cinemática y dinámica) y se simuló el flujo subterráneo con suelo de la presa. El gasto máximo que se transitó sobre la obra de excedencias fue de 11 l/s (1 100 m³/s en el prototipo); se operó durante 240 h continuas. Con siete sensores de presión se registraron valores en la zona de interés

y se obtuvieron datos hasta de 9 220 kgf/m² (prototipo). Los valores de subpresión obtenidos en el modelo físico fueron mayores que los estimados con la metodología de Lane. El análisis estructural indica que el peso de la estructura no es suficiente para contrarrestar la subpresión en la rápida parabólica.

Palabras clave: modelación hidráulica, prototipo, subpresión, infiltración, sensores, desprendimiento de losas, empuje hidrostático, análisis estructural.

Abstract

Over last decades, water demand has increased, and with it the need to store runoff artificially. This way reservoirs have emerged; structures considered high risk, in the event of failure. The work of spillway of the Endhó dam presents important water shocks in the coating slabs of the discharge channel, specifically in the final part of the rapids in relation to the trajectory, which delivers water to the buffering pond, which puts at risk the reservoir stability. According to the geological and hydraulic features of the work, it is probable that the subpressure force is the main cause of the wear, rupture and detachment of the slabs. To determine the causes that originate the failure, a 1:100 scale physical model was built. In this, the laws of resemblance (Froude) and similarity (geometric, kinematic and dynamic) were met, and the underground flow with soil from of the dam was simulated. The maximum flow that was passed on the spillway work was 11 l/s (equivalent to 1 100 m³/s in the prototype),

it was operated for 240 continuous hours. With seven pressure sensors the values were recorded in the area of interest and data up to 9 220 kgf/m² (prototype) were obtained. The subpressure values obtained in the physical model were higher than those estimated with Lane's methodology. The structural analysis indicates that the weight of the structure is not sufficient to counteract the subpressure in the rapid parabolic.

Keywords: Hydraulic modeling, prototype, subpressure, infiltration, sensors, slab detachment, hydrostatic thrust, structural analysis.

Recibido: 12/03/2021

Aceptado: 20/09/2021

Introducción

La seguridad de una presa depende, entre otros factores, del funcionamiento óptimo de la obra de excedencias, la cual se construye con el objetivo de dar paso a los volúmenes de agua que no pueden retenerse en el vaso (Ramírez, 2011) y que, de no desalojarse, podrían verse por encima de la cortina, generando un problema mayor.



En las obras de excedencias se presentan flujos turbulentos y velocidades altas, lo que propicia condiciones desfavorables para las losas de revestimiento (Khatsuria, 2013), mismas que se utilizan para evitar la propagación de presiones, infiltración, erosión, tubificación y socavación, fenómenos que amenazan la estabilidad estructural (Del-Risco, Hurtado, & González, 2010; Khatsuria, 2013). Por ello, es necesario realizar un diseño confiable tomando en cuenta todas las variables que se pudieran presentar bajo diferentes condiciones, debido a que una reacción neta positiva en la estructura de descarga y disipación no es suficiente para asegurar la estabilidad de la obra.

En la cara de la losa opuesta al flujo es inevitable que el agua se filtre a través de fisuras, juntas, grietas y, sobre todo, al estar en contacto directo con el suelo, lo que da lugar a filtraciones (Hurtado, Del-Risco, & González, 2009), las cuales originan acciones químicas, físicas y mecánicas negativas hacia las losas (Sahuquillo, 2010). Al presentarse una superficie expuesta al flujo (por falta de revestimiento) se genera inestabilidad y, por lo tanto, un peligro para todo ser humano y bienes materiales que se encuentren aguas abajo de la presa (Ochoa & Camilo, 2006).

Del funcionamiento de la presa Endhó se beneficia un gran número de agricultores, pues la agricultura es la principal actividad económica de la región; otro uso es para el control de avenidas en época de lluvias, que proceden de la Ciudad de México y de la cuenca propia (Conagua, 2009).

Para determinar las causas que originan el desprendimiento de las losas se enfatizó en los factores geotécnicos e hidráulicos, como infiltración, subpresión y dimensiones físicas. Al saber qué fenómeno atenta contra la estabilidad de la obra es posible dar alternativas de solución para rehabilitar con obras eficientes al menor costo (González, 2016; Iñiguez-Covarrubias, Ojeda-Bustamante, & Díaz-Delgado, 2015). Por ello, el presente escrito tiene como objetivo conocer la distribución de presiones de la plantilla de la obra de excedencias por medio de sensores de presión colocados en la parte inferior del modelo físico, y definir la distribución de fuerzas, esfuerzos, momentos, desplazamientos y deformaciones de la estructura, tomando en cuenta los efectos de rigidez de la cimentación y del suelo mediante un análisis estructural.

La modelación hidráulica es una herramienta que ayuda a seleccionar el diseño óptimo de cualquier estructura; es un instrumento confiable, donde es posible inspeccionar, medir, analizar, evaluar, observar, verificar y optimizar recursos (Del-Risco *et al.*, 2010; Jiménez-Castañeda, Berezowsky-Verduzco, Hernández-López, & Caballero-Coranguéz, 2020; Lopardo, 2010), para visualizar en conjunto los fenómenos a lo largo de todo el espacio y en forma continua en el tiempo, reproduciendo con exactitud las condiciones de frontera (Arteaga, 2012).

Si no se cumplen las condiciones de semejanza pueden aparecer los llamados “efectos de escala”, donde en razón de la magnitud de la transformación adoptada existen fuerzas que cobran importancia, fundamentalmente las moleculares, que por lo general son insignificantes

en el prototipo, y que en cambio, por el reducido tamaño del modelo, se vuelven relevantes. Tales fuerzas se asocian, principalmente, con las fuerzas capilares derivadas de la tensión superficial, y con las fuerzas viscosas o de fricción interna (Chanson, 2009).

Los sensores son instrumentos precisos para registrar los valores de presión, sin embargo deben calibrarse de forma correcta para obtener datos confiables (González & Giraldo, 2014).

Materiales y métodos

Descripción del prototipo

La presa Endhó se localiza en el municipio de Tula, Hidalgo (20° 08' 15" N, 99° 21' 45" W y 2 023.5 m de altitud). En la margen izquierda del embalse se encuentra la obra de excedencias, la cual consta de un vertedor tipo medio abanico de cresta libre, que vierte las aguas excedentes al canal de descarga, y dos estanques amortiguadores ubicados al final de la misma; posteriormente, se incorpora al río Tula.

El cimacio presenta una altura de 3.5 m y se diseñó para una avenida de $1\,700\text{ m}^3/\text{s}$, con una longitud de cresta de 200 m y una carga máxima de 2 m. El canal de descarga es de ancho variable, de 138 m al pie del cimacio a 20 m en la estación 0 + 400, continuando con ese ancho hasta el final, donde se encuentra una rápida, que al final de la misma, en la parte correspondiente a la trayectoria (de perfil parabólico), cuenta con tres dientes, fraccionadores de flujo. Toda la estructura está revestida de concreto reforzado, con drenes transversales y longitudinales (Conagua, 2009). En el primer estanque amortiguador, que fue el diseño original, hay dos filas de deflectores formados por dentellones alternados longitudinalmente y enseguida, posterior a su construcción original, ante una inadecuada disipación del flujo, se tuvo que proyectar el siguiente estanque (Figura 1 y Figura 2).

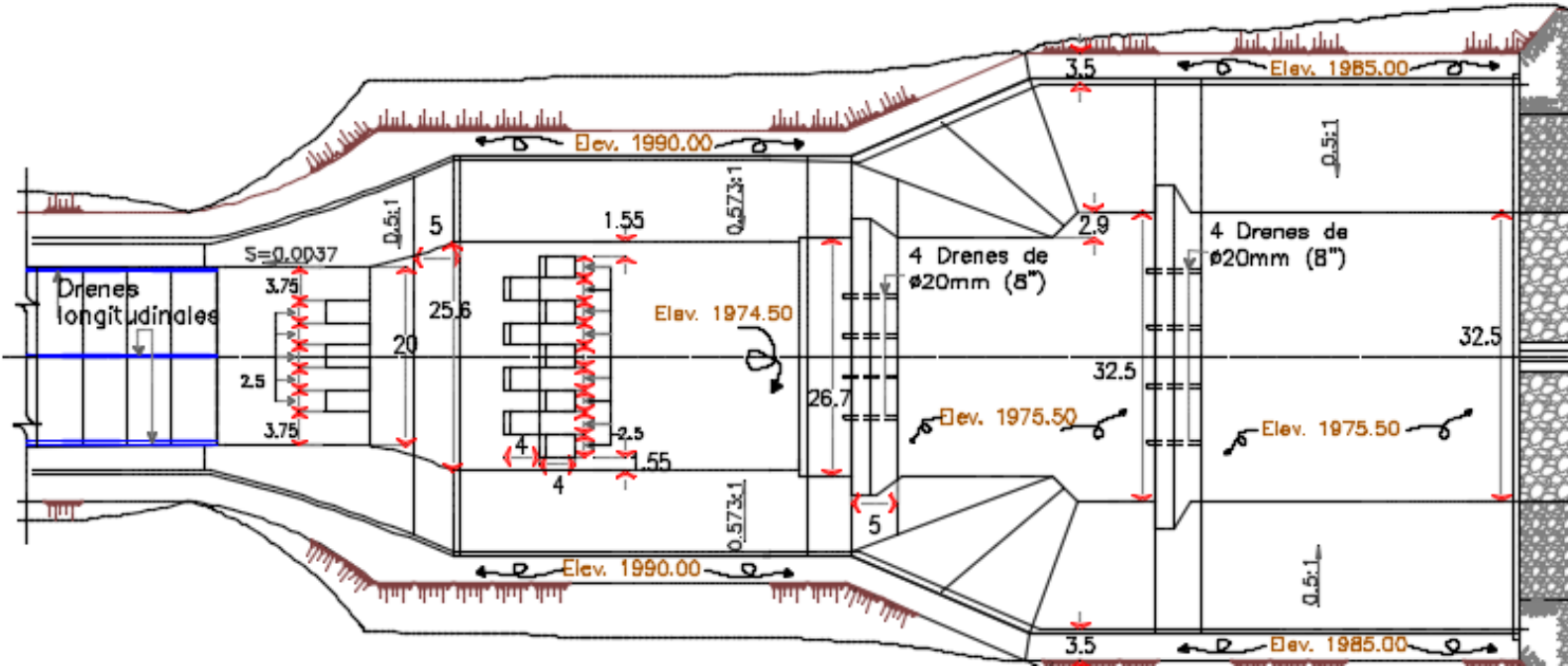


Figura 1. Planta de la rápida de perfil parabólico y los estanques amortiguadores.

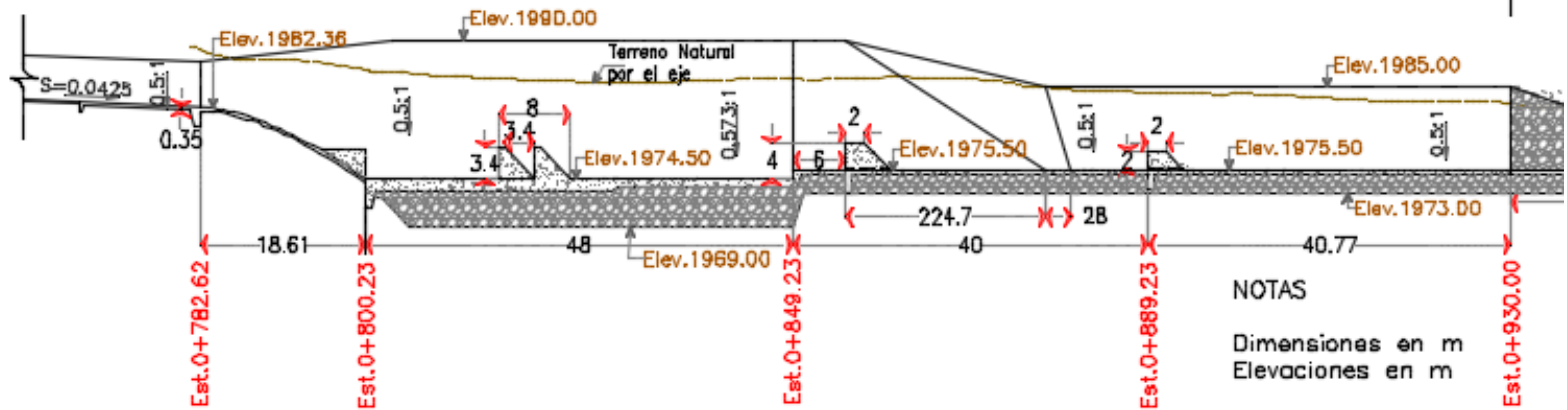


Figura 2. Perfil de la rápida de perfil parabólico y los estanques amortiguadores.

Descripción del modelo

El modelo físico se construyó en el anexo del laboratorio de hidráulica, en la Universidad Autónoma Chapingo. Mide 12 m de largo y de ancho variable, 2.5 m al inicio hasta llegar a 0.8 m en la parte final. Se hizo fluir agua durante 240 h sobre la obra de excedencias, con un gasto de 11 l/s, sin interrupción. El abastecimiento de agua fue con dos depósitos: uno de carga constante que provee al segundo, de éste pasa al vaso a través de una pantalla reductora de velocidad; posteriormente, el agua circula sobre el cimacio, recorriendo la obra de excedencias. En la parte final se

encuentra un vertedor triangular de pared delgada de 90° , que permite aforar los gastos que circulan y que desfoga hacia el sistema de canales de recirculación del laboratorio (Figura 3).



Figura 3. A) Modelo físico, vista completa de la obra de excedencias; B) pantalla reductora de velocidad, vaso, cimacio, parte inicial del canal de

descarga; C) líneas de corriente en el perfil del suelo compactado; D) drenes transversales y longitudinales, colocados en la parte inferior del canal de descarga; E) vertedor triangular de 90°.

Se seleccionó una escala de longitudes $l_e = 100$. La forma de la obra de excedencias se logró con el uso de más de 100 escantillones de fibropanel de densidad media cortados con láser.

Es necesario resaltar que no se tomaron en cuenta las juntas, ya que la obra se construyó en una sola pieza; no obstante, como mencionan González y Posada (2016), es importante tomar en cuenta dichas divisiones. El modelo se rellenó con 18 m³ de toba pumítica, proveniente de la zona de estudio (Hidalgo); a este suelo se le realizaron pruebas de compactación y granulometría.

La red de drenaje se colocó en la parte inferior de las losas de revestimiento, con manguera porosa de 8 mm de diámetro, con un arreglo de 14 × 8 cm. También se colocaron los sensores sobre el eje del canal de descarga en la rápida parabólica y en el primer estanque amortiguador.

Similitud y semejanza

La base teórica de la modelación física son las leyes de similitud y semejanza. La ley de similitud utilizada en el modelo es la de Froude, que relaciona las fuerzas de inercia y las fuerzas gravitatorias (JiJian & JinDe, 2008) (Ecuación (1)). Las escalas utilizadas para el modelo se presentan en la Ecuación (2):

$$Fr = v (g L)^{-1/2} \quad (1)$$

$$A_e = l_e^2; v_e = l_e^3; Q_e = l_e^{5/2}; t_e = l_e^{1/2}; F_e = \gamma_e l_e^3 P_e = \gamma_e l_e \quad (2)$$

donde v : velocidad; L : longitud característica; g : gravedad; A_e : escala de área; v_e : escala de volumen; Q_e : escala de gasto; t_e : escala de tiempo; F_e : escala de fuerza; γ_e : escala de peso específico, y P_e : escala de presión.

Las leyes de semejanza que se cumplieron son la geométrica, dinámica y cinemática; en la semejanza geométrica, las longitudes; en la cinemática, las magnitudes de velocidad; en la dinámica, las fuerzas ejercidas por el fluido son homólogas entre el prototipo y el modelo.

Instrumentos de medición

De manera volumétrica se obtuvo la ecuación que describe la cantidad de gasto (m^3/s) que transita sobre el vertedor triangular (Ecuación (3)); con un limnómetro de gancho se midió la carga sobre el vertedor (m):

$$Q = 1.37 H^{2.48} \quad (3)$$

donde Q : gasto y H : carga sobre el vertedor.

Se instalaron piezómetros en la rasante de la plantilla de la obra de excedencias (sobre el eje), para registrar los tirantes de agua. La velocidad se estimó con el tubo de Prandtl; en este equipo se visualizó la diferencia entre presión total y estática.

En el modelo físico se midió la subpresión con siete sensores piezorresistivos (MPX5100DP) distribuidos bajo el eje del canal de descarga, de la rápida parabólica y el primer estanque amortiguador (Figura 4).

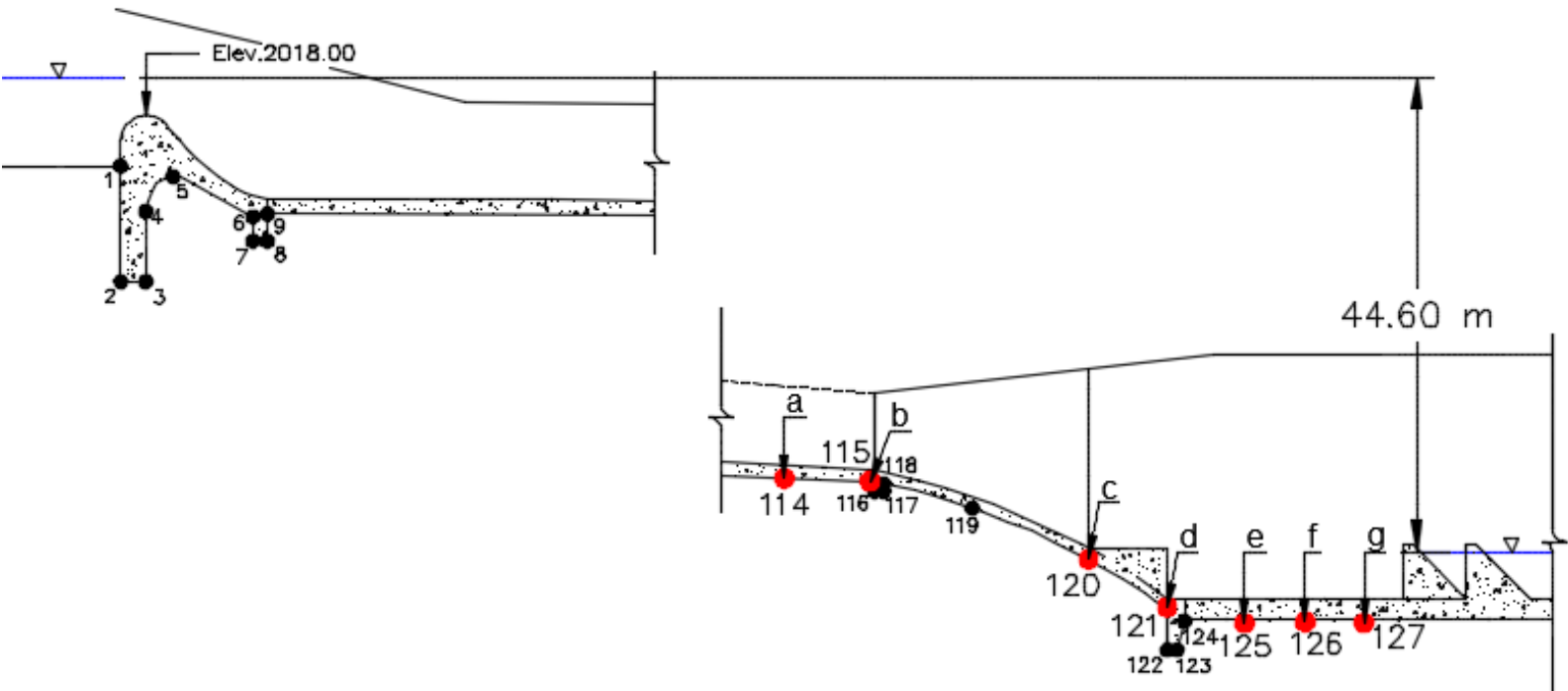


Figura 4. Ubicación de los sensores en el modelo (letras) y numeración para la metodología de Lane.

El microcontrolador del sistema de adquisición de datos se programó para registrar los valores de subpresión a cada medio minuto; estos valores son el promedio de las mediciones obtenidas con una frecuencia de un segundo, en un lenguaje que forma parte de la plataforma Arduino (*hardware* libre). Cada uno de los sensores se calibró verificando la exactitud con piezómetros antes de colocarlos en la parte inferior de las losas de revestimiento; las ecuaciones resultantes de la calibración se integraron al código de programación. Los valores

registrados se obtuvieron en centímetros de columna de agua, que posteriormente se convirtieron a kgf/m^2 , unidad que corresponde a la subpresión en prototipo.

Método de Lane

Determinar los valores de subpresión por el método de Lane (Ecuación (4)) implica utilizar el criterio de la trayectoria de filtración, donde la longitud total de filtración compensada de la estructura es igual a la suma de las longitudes verticales de filtración más un tercio de la suma de las longitudes de filtración horizontales. Las distancias que presentaron una inclinación mayor de 45° se consideran como verticales y las que tenían una inclinación menor de 45° se consideraron como distancias horizontales (Arteaga, 2012):

$$Sp_x = \omega_a B' c' [\varphi_x - (\varphi L^{-1}) L_x] \quad (4)$$

donde Sp_x : subpresión en el punto "x" cualquiera; ω_a : peso volumétrico del agua; B' : ancho de la base de la sección donde actúa la subpresión; c' : factor de subpresión; φ : carga hidráulica efectiva; φ_x : carga o

potencial hidráulico en el punto "x"; L_x : longitud de filtración compensada hasta el punto "x", y L = longitud total compensada.

En cada quiebre de la estructura (parte inferior) se asignó un número consecutivo, como punto de control, para aplicar la metodología en cada uno de ellos, iniciando en el cimacio y finalizando en el límite del revestimiento del segundo estanque amortiguador (Figura 4).

Análisis estructural

Para el análisis se consideró el peso propio de la estructura, el peso del prisma del agua, el empuje del agua, la subpresión y el impacto del manto en el piso. En la Figura 5 se presenta una sección característica de la zona de estudio. Para estimar la reacción del suelo en el desplante del piso se aplicó la Ecuación (5) (Arteaga, 2011).

$$R_T = \frac{W_{ap} + W_{cp} + 2 V - Sp_x}{B'} \quad (5)$$

donde R_T : reacción del suelo en el desplante del piso; W_{ap} : peso del prisma de agua en la losa de piso; W_{cp} : peso propio de la losa de piso; V : componente vertical de la resultante de las fuerzas tangenciales en los

muros laterales; Sp_x : subpresión en el punto de estudio, y B' : longitud transversal de la losa del piso del paño inferior.

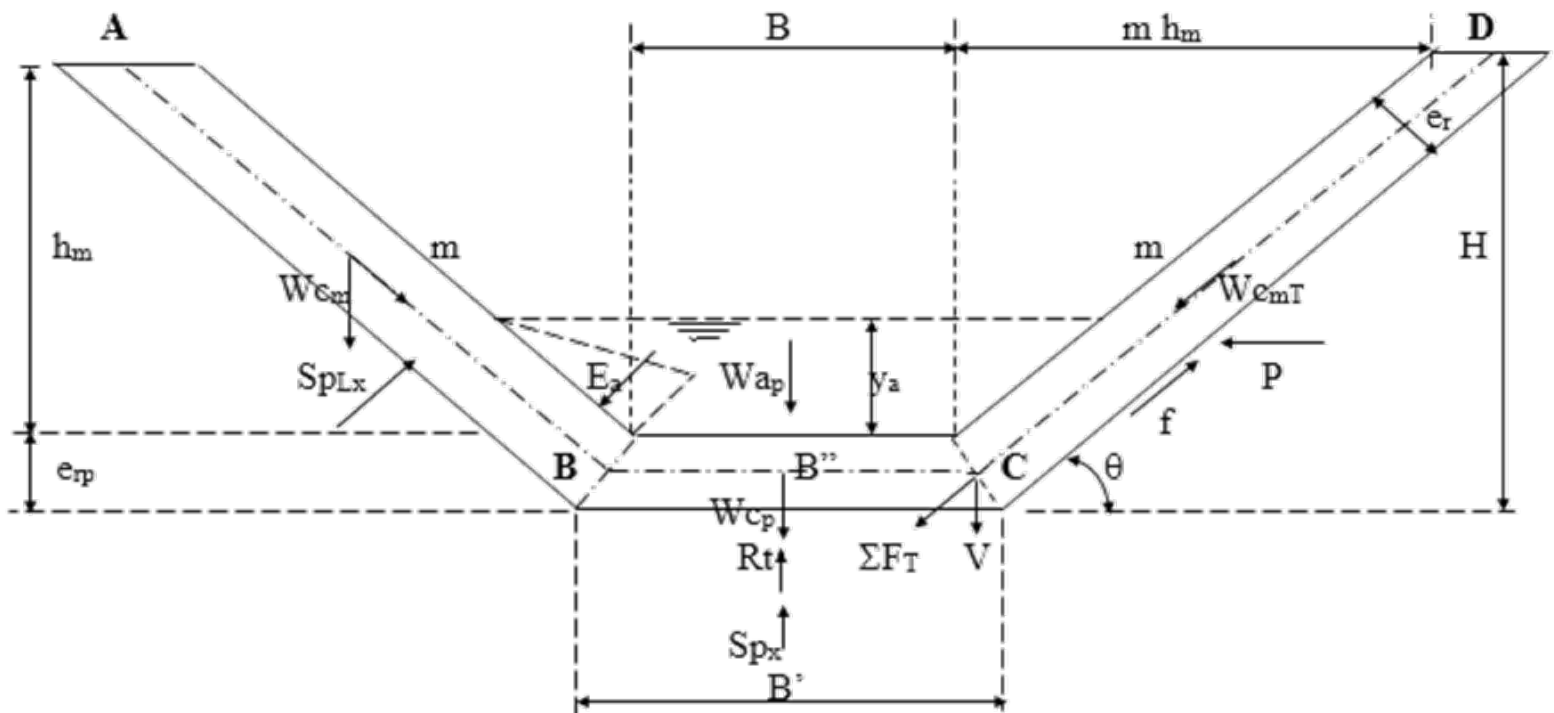


Figura 5. Corte transversal al punto "x" para el análisis de fuerzas.

Fuente: Arteaga (2011).

Se analizó la sección para el punto crítico, determinando los momentos y cortantes al eje; mediante el método de Cross se revisó la estructura por flexión, adherencia, longitud de desarrollo, peralte necesario, y por contracción y temperatura.

Resultados y discusión

Después de 60 h de funcionamiento continuo se obtuvo el primer registro de subpresión en los sensores, sin embargo estos valores corresponden a la presión que ejerce el agua que circuló de la parte final hacia los estanques amortiguadores. Pasadas 135 h de registro se estabilizaron todos los sensores, con un valor promedio de 1 350 kgf/m²; este valor corresponde en prototipo a la subpresión que ejerce el agua del río hacia la estructura.

A partir de 140 h se notó un aumento acelerado en los valores; las filtraciones en dirección al flujo llegaron al área de interés. El sensor ubicado en la posición "a" ascendió a 4 350 kgf/m², subpresión máxima para esta posición; mientras que el sensor situado en "d" alcanzó 9 220 kgf/m², máxima presión de todos los sensores (Figura 6).

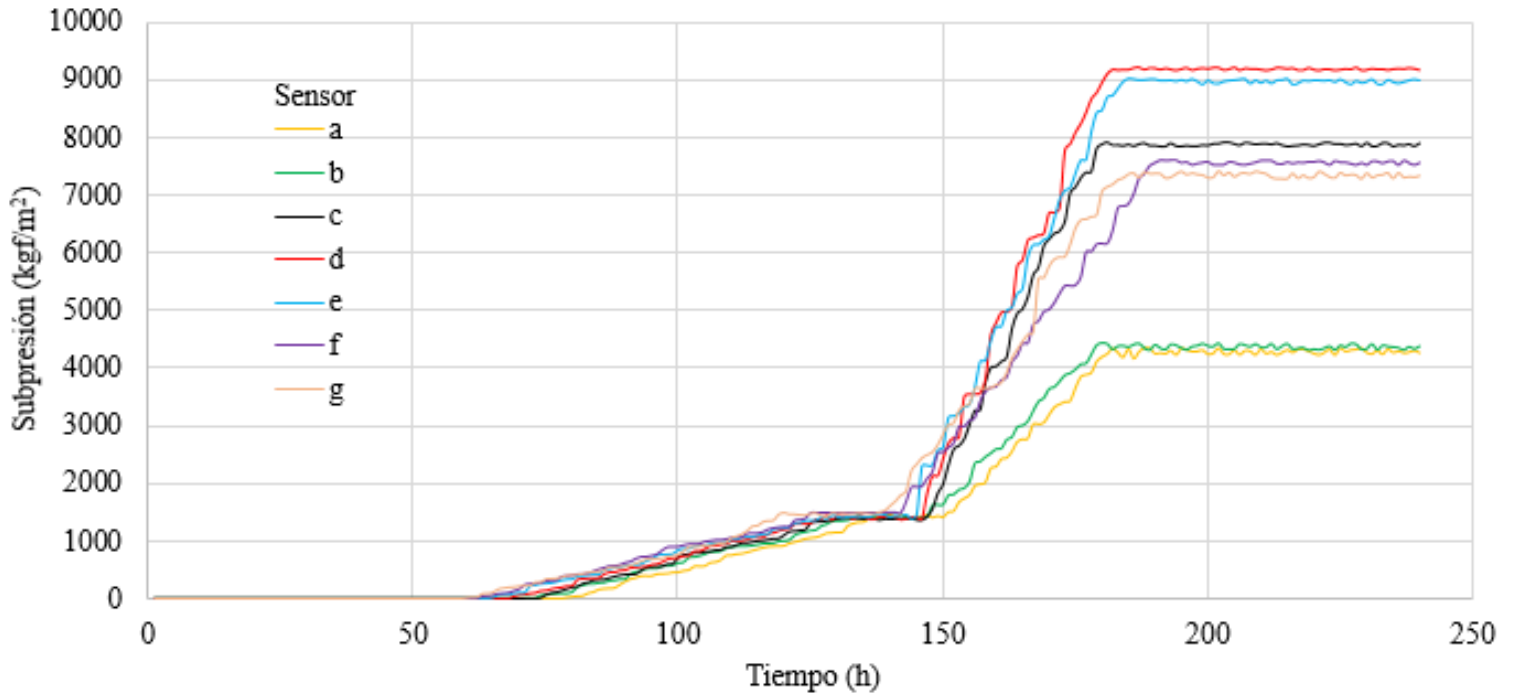


Figura 6. Subpresiones registradas con los sensores MPX5100DP en el modelo físico.

Al aplicar la metodología de Lane (Arteaga, 2012) se obtuvo una pérdida por metro de recorrido de 0.1183 m, una reacción de carga de filtración de 8.19 m y una longitud de trayectoria de infiltración necesaria de 379 m, por lo que se considera incorrecta la proporción de elementos propuestos para la estructura. El valor máximo de subpresión (considerando la existencia de drenes) se ubica en el punto 121, cuyo valor es 7 343.47 kgf/m²; en comparación con el punto homólogo "d" representa 20.35 % de error. Sin embargo, para el punto 114, cuyo valor

es negativo y homólogo con el punto "a", presenta un error hasta de 140 % (Figura 7).

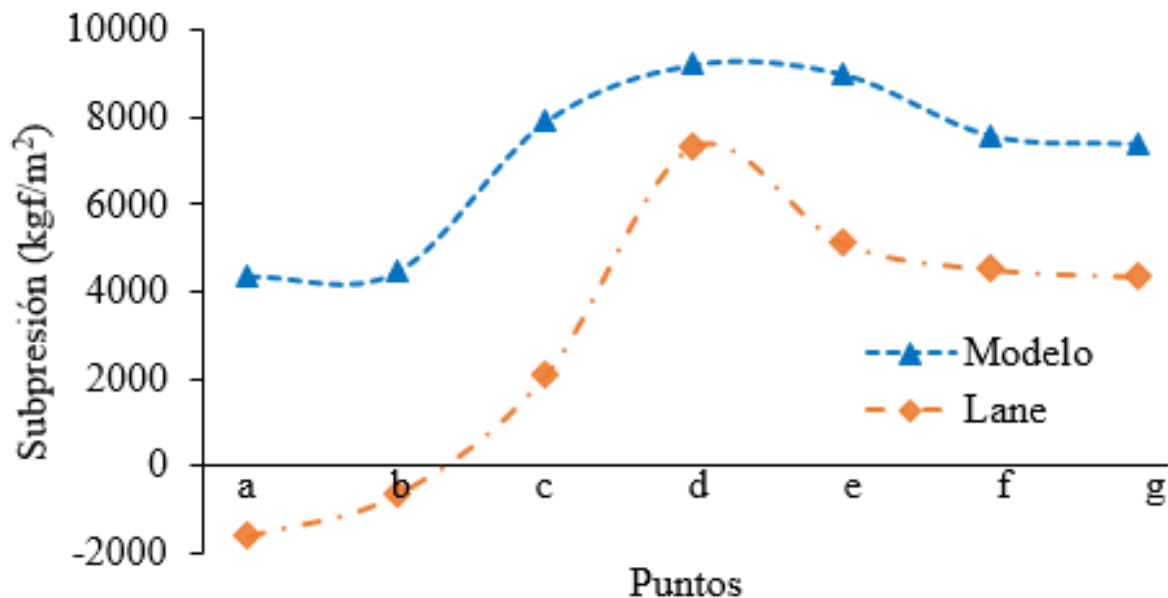


Figura 7. Subpresión registrada por los sensores y la obtenida por la metodología de Lane para los puntos homólogos de la estructura.

La reacción del suelo con valores negativos indica que predominan las fuerzas de subpresión, aun considerando todas las variantes que actúan en cada una de las secciones. El punto "d" o 121 es el más crítico, con valores de -8 085 kgf/m², obtenido de manera experimental, y -6 209 kgf/m² generado por el método de Lane (Tabla 1).

Tabla 1. Reacción del suelo.

Puntos	Rt LANE	Rt MODELO
	kgf/m ²	kgf/m ²
a	2 439	-3 655
b	1 359	-3 747
c	-1 09	-6 926
d	-6 209	-8 085
e	-1 222	-3 132
f	-608	-2 026
g	-443	-1 878

Para la sección del punto “d” se obtuvo que el momento al eje (isostático) de las barras BA y CD es de -79.13 kg-m. En la revisión de peralte necesario se tomó un recubrimiento de 7 cm; dado que el lecho se encuentra en contacto con el terreno (American Concrete Institute, 1977), se encontró deficiente con 7.3 cm, por lo que es necesario aumentar este peralte mínimo a 81 cm. El esfuerzo cortante admisible para esta estructura es de 3.55 kg/cm² (American Concrete Institute, 1977); de acuerdo con los cálculos, la sección es superior (4.38 kg/cm²), por lo tanto, no es aceptable. En cuanto a la revisión por adherencia, longitud de desarrollo, y contracción y temperatura, se encuentran dentro de los valores permisibles.

Conclusiones

Con base en las mediciones de presión, cuando el vertedor no se encuentra en funcionamiento se presentan valores de subpresión que ponen en riesgo la estabilidad de la estructura. Estas mediciones confirman que se trata de una presión capaz de levantar los dientes deflectores y las losas de revestimiento, estructuras de varias toneladas de peso, mismas que se colocaron para disipar la energía y proteger las losas de revestimiento.

Al realizar el análisis estructural y obtener la distribución de las fuerzas, momentos, esfuerzos, desplazamientos y deformaciones de la estructura, se ratificó que con las características presentes en la obra de excedencias no es posible que ésta soporte tal magnitud de subpresión. Asimismo, la reacción del suelo en el desplante del piso (medida en el modelo y calculada por el método de Lane) presenta valores negativos, lo cual confirma la inestabilidad de la estructura y, por lo tanto, el desprendimiento de los dientes deflectores y las losas de revestimiento, observadas en la obra de excedencias de la presa Endhó, Hidalgo.

Al comparar la presión ascendente obtenida experimentalmente y la calculada por el método de Lane, se concluye que el punto más crítico coincide en ambos métodos, presentándose al final de la trayectoria que une la rápida del canal de descarga con el estanque amortiguador, lo que provocó el deterioro y desprendimiento de los dientes deflectores y las

losas de revestimiento de la plantilla, haciendo que este efecto se propagara por la debilidad que existía en este punto.

Sin embargo, es importante estudiar y analizar la obra bajo diferentes situaciones y no solo a presa vacía, para determinar en qué escenario se presenta la condición más desfavorable para la obra, pues un resultado que se encuentre dentro de los rangos aceptables (bajo ciertas condiciones) no garantiza un funcionamiento seguro y estable, dados los diferentes fenómenos que se pueden presentar a lo largo de la vida útil de la estructura hidráulica.

Referencias

- American Concrete Institute. (1977). *Reglamento de las construcciones de concreto reforzado: ACI 318-77*. Indianápolis, EUA: American Concrete Institute.
- Arteaga, T. R. E. (2012). *Estructuras de conducción o unión en canales de riego*. España: Editorial Académica Española.
- Arteaga, T. R. E. (2011). *Obras hidráulicas. Notas de clase*. Chapingo, México: Departamento de Irrigación, Universidad Autónoma Chapingo.
- Chanson, H. (2009). Turbulent air-water flows in hydraulic structures: dynamic similarity and scale effects. *Enviromental Fluid Mechanics*, (9), 125-142. DOI: 10.1007/s10652-008-9078-3.

- Conagua, Comisión Nacional del Agua. (2009). *Memoria descriptiva de la presa Endhó*. Ciudad de México, México: Comisión Nacional del Agua.
- Del-Risco, E. M., Hurtado, O. E., & González, B. M. (2010). Estudio experimental de las presiones de levantamiento bajo una losa con juntas transversales al flujo. *Tecnología y ciencias del agua*, 1(1), 47-57.
- González, B. M., & Giraldo, S. (2014). Caracterización dinámica de sensores de presión utilizando el principio de la botella de Mariotte. *Revista de la Facultad de Ingeniería Universidad de Antioquia*, (71), 202-212.
- González, B. M. (2016). Uplift force and momenta on a slab subjected to hydraulic jump. *DYNA*, 83 (199), 124-133. DOI: <http://dx.doi.org/10.15446/dyna.v83n199.52252>
- González, B. M., & Posada, G. L. (2016). Effects of joints and their waterstops on pressures spread over a slab subject to turbulent flow on a horizontal apron. *DYNA*, 83(197), 94-103. DOI: <https://dx.doi.org/10.15446/dyna.v83n197.47579>
- Hurtado, O. E., Del-Risco, M. E., & González, B. M. (2009). Presiones medidas en la base de una losa de fondo con juntas paralelas al flujo en un canal. *Revista de la Facultad de Ingeniería de la Universidad de Antioquia*, (47), 39-52.

- Iñiguez-Covarrubias M., Ojeda-Bustamante, W., & Díaz-Delgado, C. (2015). Mejoras de eficiencia hidráulica en vertedores con canal de descarga libre en presas: propuesta metodológica. *Tecnología y ciencias del agua*, 1(6), 69-79.
- JiJian, L. J. W., & JinDe, G. (2008). Similarity law of fluctuating pressure spectrum beneath hydraulic jump. *Chinese Science Bulletin*, 53(14), 2230-2238. DOI: 10.1007/s11434-008-0300-y
- Jiménez-Castañeda, A. A., Berezowsky-Verduzco, M., Hernández-López, E., & Caballero-Coranguéz, C. A. (2020). Calibración y verificación de fórmulas para calcular el caudal en compuertas radiales con descarga sumergida. *Ingeniería, Investigación y Tecnología*, 21(2), 1-14. Recuperado de <https://doi.org/10.22201/fi.25940732e.2020.21n2.012>
- Khatsuria, R. M. (2013). *Hydraulics of spillways and energy dissipators*. Boca Raton, USA: CRC Press.
- Lopardo, R. (2010). Prototype measurements of pressure fluctuations in The Dalles Dam stilling basin. *Journal of Hydraulic Research*, 48(6), 822-823.
- Ochoa, R., & Camilo, J. (2006). Diseño de planes de emergencia de obras hidráulicas ante su riesgo de fallo-teoría y caso de estudio. *DYNA*, 73(148), 51-67.

- Ramírez, A. I. (2011). La seguridad de presas desde la perspectiva hidrológica: Conferencia Enzo Levi 2010. *Tecnología y ciencias del agua*, 2(2), 157-173.
- Sahuquillo, H. A. (2010). Filtraciones y subpresiones en presas. La influencia de los flujos perpendiculares al cauce. *Revista de Obras Públicas*, (3515), 19-36.

DOI: 10.24850/j-tyca-14-02-04

Artículos

Validación y corrección de estimaciones de precipitación satelital utilizando observaciones en superficie en la región pampeana argentina

Validation and correction of satellite-estimated precipitation using ground observations in the Pampean region of Argentina

Martin Blanco¹, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3461-3484>

Eleonora Demaria², ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3051-1058>

Georgina Cazenave³

Erik Zimmermann⁴

¹Instituto de Hidrología de Llanuras "Dr. Eduardo Jorge Usunoff" (IHLLA), Buenos Aires, Argentina / Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), martinblanco@ihlla.org.ar

²Pima County Regional Flood Control District, Tucson, AZ, USA, eleonora.demaria@pima.gov

³Instituto de Hidrología de Llanuras "Dr. Eduardo Jorge Usunoff" (IHLLA), Buenos Aires, Argentina, cazenave@ihlla.org.ar



⁴Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) / Universidad Nacional de Rosario, Facultad de Ciencias Exactas Ingeniería y Agrimensura (UNR), Rosario, Argentina, erikz@fceia.unr.edu.ar

Autor para correspondencia: Martin Blanco, martinblanco@ihlla.org.ar

Resumen

Las estimaciones de precipitación basadas en satélites representan una valiosa fuente de información alternativa para diferentes aplicaciones hidrológicas, por lo que entender la habilidad de los productos satelitales para capturar la variabilidad espacial y temporal de la precipitación es crucial para el desarrollo de sistemas de monitoreo y alerta hidrometeorológica. En este trabajo se evalúa la confiabilidad de tres productos de precipitación satelital (PPS) en la región pampeana argentina, antes y después de aplicarles el método de corrección de sesgo *Quantile Mapping*. Los PPS usados son TMPA, CMORPH e IMERG, todos en sus versiones en tiempo casi real. La evaluación se realizó mediante estadísticos categóricos y descriptivos a fin de conocer su capacidad en proporcionar estimaciones confiables y detectar correctamente la magnitud de los eventos. El análisis de los estadísticos categóricos se realizó a nivel diario; en este caso, los PPS estiman mejor las observaciones para intensidades bajas (menores a 5 mm) y medias (entre 5 y 20 mm) que para intensidades altas (mayores a 20 mm). La evaluación de estadísticos descriptivos a nivel mensual mostró que el

CMORPH tiene mayor capacidad de detección en los trimestres EFM y AMJ, mientras que el IMERG obtuvo los menores errores para los trimestres JAS y OND. La incorporación de un método de remoción del sesgo en el proceso de validación de los PPS introdujo mejoras significativas en los estadísticos evaluados. Especialmente el CMORPH superó su rendimiento al compararlo con el IMERG, siendo el TMPA el que mayores errores presenta en la región.

Palabras clave: productos de precipitación satelital, tiempo casi real, corrección de sesgos, validación.

Abstract

Satellite-estimated precipitation represent an alternative source of information for different hydrological applications, hence understanding the skill of satellite products to capture the spatial and temporal variability of precipitation is crucial for the development of hydrometeorological monitoring and early warning systems. This study evaluates the reliability of three satellite precipitation products (SPP) in the Pampean region of Argentina, before and after applying the Quantile Mapping bias correction method. The SPP used are TMPA, CMORPH and IMERG in their near real time versions. The evaluation was carried out using categorical and descriptive statistics in order to assess their skills to provide reliable estimates and correctly detect the magnitude of precipitation events. The categorical statistical analysis was carried out at a daily time step, in this case SPPs better estimate the observations for low intensities (less than

5 mm) and medium (between 5 and 20 mm) than for high intensities (greater than 20 mm). The evaluation of the descriptive statistics at the monthly level showed that the CMORPH has the highest detection skill in the EFM and AMJ quarters, while the IMERG obtained the lowest errors for the JAS and OND quarters. The incorporation of a bias removal method in the SPP validation process introduced significant improvements in the evaluated statistics. Especially the CMORPH which significantly improved its performance when compared with the IMERG, being the TMPA the one showing the larger errors in the region.

Keywords: Satellite precipitation products, near real time, bias correction, validation.

Recibido: 15/07/2021

Aceptado: 29/09/2021

Introducción

La precipitación es la variable climática de mayor importancia del sistema hidrológico, por lo que entender su comportamiento espacial y temporal es necesario tanto para el desarrollo de sistemas de monitoreo y alerta



hidrometeorológica como para la toma de decisiones en las áreas de meteorología, hidrología y agricultura. Históricamente, la precipitación se observa en estaciones meteorológicas en superficie, las cuales proporcionan mediciones directas, pero por lo general no están distribuidas de forma uniforme y están sujetas a errores asociados con el tipo de precipitación, viento y falta de mantenimiento, entre otros factores. Fue en la década de 1970 donde se desarrollaron las primeras técnicas para estimar la precipitación a partir de observaciones radiométricas de satélites. Al inicio, la precipitación se estimaba con sensores de longitud de onda visibles o infrarrojos, a través de la reflectividad y la temperatura del tope de las nubes. Después, la introducción de sensores de microondas pasivos que penetran las nubes y miden el tamaño de las gotas de lluvia permitió una disminución de la incertidumbre en la precipitación estimada (Ebert, Janowiak, & Kidd, 2007).

En los últimos años se han desarrollado diversos productos de precipitación satelital (PPS) usando distintas técnicas para estimar la precipitación con base en la información combinada de varios satélites, entre los que se puede mencionar el *Multi-satellite Precipitation Analysis* (TMPA) de la *Tropical Rainfall Measuring Mission* (TRMM) (Huffman *et al.*, 2007), el producto *Climate Prediction Center* (CPC), *Morphing Technique Product* (CMORPH) (Joyce, Janowiak, Arkin, & Xie, 2004), y el *Integrated Multi-Satellite Retrievals for GPM* (IMERG) estimado con la misión del *Global Precipitation Measurement* (GPM) (Huffman *et al.*, 2014).

Por lo general, los satélites no pueden ofrecer el mismo detalle a escala temporal con actualizaciones rápidas como las estaciones en superficie con transmisión en tiempo real; pero la cobertura satelital posee numerosas ventajas que hacen sus usos atractivos para diferentes disciplinas. En este sentido, se puede mencionar que los PPS se encuentran sistemáticamente disponibles en todo el mundo; tienen medición continua; proporcionan datos espacialmente uniformes con amplia resolución espacial, que incluye las vastas áreas oceánicas; se pueden descargar de forma gratuita, y algunos productos tienen disponibilidad en tiempo casi real. Sin embargo, los PPS también presentan algunas limitaciones, como lo demuestran diferentes evaluaciones con observaciones en superficie realizadas en diversas regiones geográficas (Hong, Hsu, Moradkhani, & Sorooshian, 2006; Hossain & Anagnostou, 2004; Hossain & Anagnostou, 2006; Iida, Kubota, Iguchi, & Oki, 2010; Tang, Hossain, & Huffman, 2010; Tang & Hossain, 2009; Yilmaz *et al.*, 2005). Estos estudios señalan sesgos importantes en los PPS a causa de distintas fuentes de incertidumbre, como errores en el muestreo debido a la discontinuidad espacial y temporal de las mediciones, y/o problemas de calibración en los sensores satelitales.

Además, existen otros factores que pueden influir en los errores de los PPS, como el régimen de precipitación o la topografía de cada región en particular. Zambrano-Bigiarini, Nauditt, Birkel, Verbist y Ribbe (2017) evaluaron siete PPS en Chile y demostraron que el ajuste con las observaciones era mayor en zonas húmedas con elevaciones bajas y

medias (0-1 000 msnm) que en las regiones áridas del norte y el extremo sur. Tales resultados indican que los PPS deben evaluarse en términos de error con observaciones en superficie, ya que su rendimiento podría variar según su ubicación geográfica, como lo demuestran diversos estudios realizados en diferentes partes del mundo (Aslami, Ghorbani, Sobhani, & Esmali, 2019; Basheer & Elagib, 2019; Gella, 2019; Tan & Duan, 2017; Tan & Santo, 2018). En Sudamérica, los análisis de PPS han arrojado resultados heterogéneos (Baez-Villanueva *et al.*, 2018; Dinku, Ruiz, Connor, & Ceccato, 2010; Melo *et al.*, 2015; Oreggioni-Weiberlen & Báez-Benítez, 2018; Palharini *et al.*, 2020; Zambrano-Bigiarini *et al.*, 2017). El sesgo en los PPS se reconoció como un problema relevante en varias cuencas de todo el mundo, y se demostró que los métodos de corrección de sesgo reducen de manera significativa los errores en caudales simulados (Maggioni & Massari, 2018).

Hobouchian, Salio, García-Skabar, Vila y Garreaud (2017) realizaron una validación de cuatro estimaciones de precipitación diaria por satélite sobre los Andes subtropicales; sus resultados indican una disminución en los errores en la época invernal, que coincide con la temporada de lluvias. Tanto este análisis como la validación de seis PPS hecha en el sur de Sudamérica por Salio, Hobouchian, García-Skabar y Vila (2015) destaca que las estimaciones que incluyen información de microonda captura mejor la precipitación que aquellas que no las consideran, además demostraron que los productos con menor sesgo son los que están calibrados con observaciones en superficie, como es el caso

de TMPA (3B42), sin embargo, tienen una limitación para su uso, pues sólo se encuentran disponibles después de dos meses de publicarse su versión sin corrección.

La región pampeana es una zona con características típicas de llanura, que constituye un ambiente vulnerable ante eventos hidrológicos extremos tanto de déficit como de exceso hídrico. Frente a situaciones de exceso, la baja pendiente topográfica junto con otros factores impide la salida superficial de importantes volúmenes de agua, por lo que suelen ocurrir grandes episodios de inundaciones en una fracción significativa del paisaje (Aragón, Jobbágy, & Viglizzo, 2011). Las llanuras de Argentina tienen una gran preponderancia socioeconómica, pues destacan por su gran extensión y la calidad de sus tierras, lo que las convierte en una de las principales regiones del mundo en la producción de trigo, maíz y soja, y la cría de ganado vacuno. Esta gran presión productiva, sumado a la falta de sistemas de alerta y monitoreo de crecidas, las convierte en sistemas muy vulnerables, lo que motivó la elección de PPS en tiempo casi real para su evaluación en el presente trabajo.

Los objetivos de este trabajo son: 1) evaluar la capacidad para detectar frecuencias y magnitudes de precipitación diaria y trimestral de tres PPS en su versión en tiempo casi real, usando observaciones pluviométricas en superficie en una zona de llanura; 2) seleccionar el PPS que mejor representa la variabilidad espacio-temporal de la precipitación en la región, y 3) estimar el impacto de la remoción de sesgos entre los PPS y las observaciones de superficie.

Datos

Zona de estudio

La región pampeana se ubica en el centro-este de Argentina en Sudamérica. Comprende el sur de las provincias de Entre Ríos y Santa Fe, el sureste de Córdoba, el noreste de La Pampa, parte de San Luis y la mayor parte de la provincia de Buenos Aires (Figura 1). Es una llanura extensa, que abarca un área de unos 600 000 km² (Aliaga, Ferrelli, & Piccolo, 2017); la economía se basa sobre todo en la producción e industrialización agrícola-ganadera, siendo el área de secano más productiva del país, concentrando más del 90 % de la producción de soja, y entre el 80 y 90 % de la producción de trigo, maíz, sorgo, cebada y girasol (Magrin, Travasso, López, Rodríguez, & Lloveras 2007).

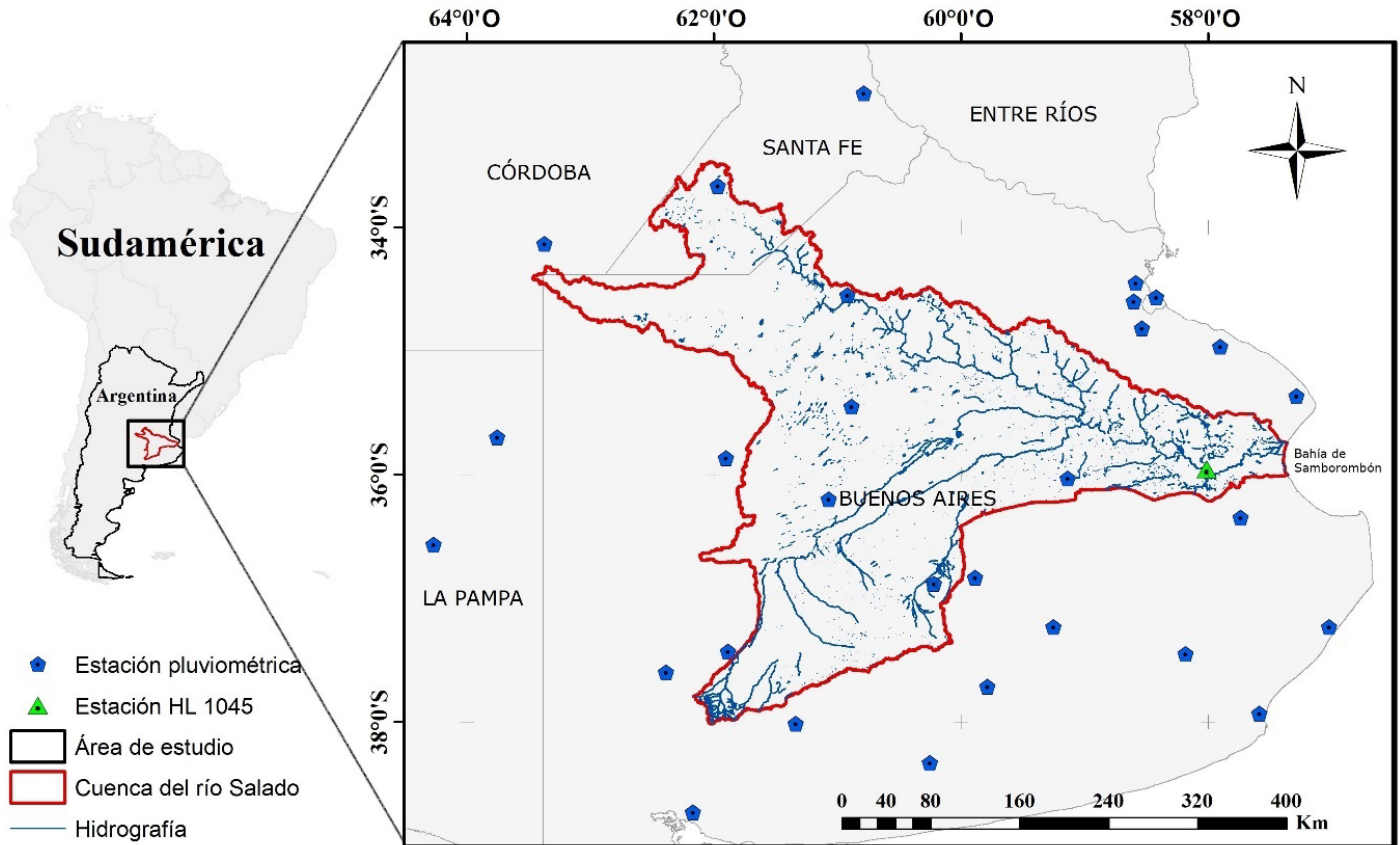


Figura 1. Ubicación de la zona de estudio y las estaciones pluviométricas en superficie.

La principal característica de la región pampeana es su relieve plano, constituido por una llanura de bajo gradiente topográfico (pendientes $< 0.1\%$), elevaciones menores de 200 msnm y redes de drenaje poco desarrolladas. En épocas húmedas, esta baja energía morfológica condiciona la formación de inundaciones temporarias,

anegamiento del suelo, acumulación de sales cerca de la superficie, y desarrollo de bañados y lagunas poco profundas (Fuschini-Mejía, 1994).

Uno de los principales sistemas hídricos en la región pampeana es la cuenca del río Salado, la cual abarca un área aproximada de 90 000 km² y está ubicada principalmente en la Provincia de Buenos Aires. La cuenca del río Salado tiene sus nacientes al sureste de la provincia de Córdoba y suroeste de Santa Fe; desemboca en la bahía de Samborombón en el océano Atlántico (Figura 1) y tiene un caudal medio diario de 210 m³/s, registrado en la estación HL 1045 para el periodo 1990-1998. Durante periodos de exceso hídrico se han observado caudales extremos, como es el caso de las inundaciones ocurridas en diciembre de 1985 (1 454 m³/s), julio de 1993 (1 380 m³/s) y abril de 2002 (1 429 m³/s).

El área de estudio seleccionada está limitada por los meridianos 56° 30' W y 64° 30' W y los paralelos 32° 30' S y 39° 00' S (Figura 1), e incluye la cuenca del río Salado. El clima es templado húmedo, la temperatura media anual es de 16 °C, con un promedio máximo en enero de 24 °C y mínimo en junio de 9 °C. La precipitación media anual es de unos 1 050 mm en el noreste, disminuyendo de forma gradual a unos 650 mm hacia el suroeste. Esta región tiene diferentes regímenes de precipitación entre las estaciones cálidas y frías. Durante el invierno (junio, julio y agosto), la precipitación está asociada con frentes fríos que provocan precipitaciones de baja intensidad y gran extensión espacial; mientras que en los meses de primavera (octubre, noviembre y diciembre) y verano (enero, febrero y marzo), la precipitación está

asociada con frecuencia a la presencia de frentes cálidos y las denominadas tormentas de masa de aire, que se caracterizan por fuertes precipitaciones de origen convectivo.

Estaciones pluviométricas en superficie

Se recopiló información de 29 estaciones pluviométricas en superficie, pertenecientes al Servicio Meteorológico Nacional (SMN) y al Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA), ubicadas en la provincia de Buenos Aires, sur de Santa Fe, sur de Córdoba y al este de La Pampa, como se observa en la Figura 1. Los datos medidos por las estaciones son la precipitación diaria acumulada (denominados “datos observados” para este análisis) a las 12:00 UTC (9:00 AM hora local).

Productos de precipitación satelital

La *National Aeronautics and Space Administration* (NASA) y la *Japan Aerospace Exploration Agency* (JAXA), en el año 1997 lanzan el satélite TRMM, diseñado para monitorear y estudiar las precipitaciones tropicales. Cuenta con cinco sensores a bordo, de los cuales tres son para la medición de lluvia: un radar de precipitación (PR), que proporciona datos de intensidad, distribución y tipo de lluvia; un sensor de imágenes de microondas pasivo (TMI), que cuantifica vapor de agua, agua en las nubes e intensidad de lluvia; y un escáner del visible y del infrarrojo (VIRS), siendo el principio de observación y el ancho de banda de cada uno diferente: 760, 720 y 215 km, respectivamente. La información registrada por estos sensores es publicada por la NASA.

Para este trabajo se usaron datos de análisis de precipitación multisatélite TRMM en tiempo real (Huffman *et al.*, 2007), que se encuentra en la versión 7. El producto usado es el 3B42RT (a partir de ahora se denominará TMPA), que cuenta con una cobertura global desde 60° norte a 60° sur; su resolución espacial es de 0.25° y temporal de tres horas. Los archivos son de acceso público y están disponibles desde marzo del año 2000, aunque no incluyen las medidas de calibración usando observaciones pluviométricas de superficie como el producto 3B42, las estimaciones de precipitación están disponibles con una demora de unas

ocho horas, lo que resulta adecuado para las actividades de monitoreo y modelado en tiempo casi real.

El algoritmo de estimación de precipitación CMORPH fue desarrollado en EUA por la *National Oceanic and Atmospheric Administration* (NOAA). Las estimaciones de precipitación se basan solo en datos de sensores microondas pasivos (Joyce *et al.*, 2004) y las imágenes IR no se utilizan para estimar la precipitación sino solo para interpolar entre dos campos de intensidad de lluvia derivados de sensores microondas. El producto de precipitación que se usó en este trabajo fue CMORPH, en sus versiones 1.0 (para el periodo 2001-2014) y después se usó la versión 0.x hasta diciembre de 2017. Los datos de este producto tienen la misma cobertura, resolución espacial y temporal que el producto TMPA.

La misión GPM es una red internacional de satélites que proporciona observaciones globales de lluvia que nace sobre la base del éxito de la misión TRMM. El algoritmo IMERG combina información de la constelación de satélites GPM para estimar la precipitación sobre la mayor parte de la superficie de la Tierra. En la última versión v.6 (Huffman *et al.*, 2019), el algoritmo fusiona las estimaciones de precipitación tempranas recopiladas durante la operación del satélite TRMM (2000-2015) con estimaciones de precipitación más recientes recopiladas durante la operación del satélite GPM (2014-presente).

El IMERG ofrece tres tipos diferentes de productos: el producto “Final”, que está disponible 3.5 meses después del periodo de

observación; el producto “Late” disponible luego de 14 horas, y el producto “Early”, que se encuentra disponible a solo cuatro horas de su tiempo de observación. Este último producto es el utilizado en el presente trabajo, y cuenta con una distribución espacial de $0.1^\circ \times 0.1^\circ$, temporal de 30 minutos y cobertura global de 90° norte a 90° sur.

Metodología

Evaluación de los PPS

Para evaluar de forma adecuada la precipitación entre los PPS y los datos observados es necesario tomar en cuenta el desajuste de escala espacial entre ellos. Los PPS están disponibles a escala de cuadrícula o píxel (0.1° para el producto IMERG y 0.25° para los productos CMORPH y TMPA), mientras que los datos observados representan la precipitación puntual.

En este estudio, la evaluación se llevó a cabo en dos escalas espaciales diferentes: 1) píxel (PPS) *versus* punto (dato observado), y 2) píxel (PPS) *versus* píxel (dato observado). La primera escala permite

evaluar el comportamiento del píxel más cercano de los PPS respecto a cada estación pluviométrica (dato observado), en este caso se usó una resolución temporal diaria. Mientras que la segunda escala permite evaluar el comportamiento de los PPS de manera distribuida en la zona de estudio; para que esta evaluación fuera posible fue necesario realizar una interpolación de los datos observados y un remuestreo de los datos del producto IMERG para que el tamaño del píxel sea compatible (0.25°); la resolución temporal usada fue mensual.

Algunos investigadores (Borges, Franke, Da-Anunciação, Weiss, & Bernhofer, 2016; Cisneros-Iturbe, Bouvier, & Domínguez-Mora, 2001) han argumentado que la interpolación podría generar alguna incertidumbre asociada con el método de cálculo o con la densidad de las estaciones de medición; por otro lado, el error de muestreo espacial disminuye al aumentar el tiempo de acumulación de la precipitación (Maggioni & Massari, 2018; Villarini, Mandapaka, Krajewski, & Moore, 2008); por tal razón y para disminuir estos errores en la escala espacial píxel *versus* píxel se evaluó con una resolución temporal mensual.

La evaluación de los diferentes productos se realizó de dos maneras: aplicando estadísticos categóricos que permiten evaluar la capacidad de detección de la precipitación de los PPS respecto a los datos observados, y los estadísticos descriptivos que permiten conocer cuantitativamente los errores y correlaciones que existen entre los datos observados y los PPS.

Los estadísticos categóricos se usaron considerando los distintos umbrales de precipitación (0.5, 1, 2, 3, 4, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45 y 50 mm/día). Se clasificó cada evento a partir de la propuesta de Ebert *et al.* (2007) usando las siguientes categorías: acierto (H, la precipitación observada y del PPS están por encima del umbral); sorpresa (M, la precipitación observada está por encima del umbral y la del PPS por debajo), y falsa alarma (F, la precipitación del PPS está por encima del umbral y la observada por debajo).

Los estadísticos categóricos aplicados son los siguientes: el *bias score* (BIASS), la probabilidad de detección (POD), la relación de falsa alarma (FAR) y el *equitable threat score* (ETS); sus fórmulas se presentan en la Tabla 1. El BIASS es la relación entre la cantidad de eventos de precipitación estimada y la cantidad de eventos de precipitación observada, el cual indica si la precipitación estimada tiene una tendencia a subestimar ($\text{BIASS} < 1$) o sobrestimar ($\text{BIASS} > 1$), pero no brinda una medida de dicha magnitud (solo mide frecuencias relativas); la POD muestra qué fracción de eventos observados se capturó correctamente (sensible a los aciertos, pero ignora las falsas alarmas); la FAR muestra la fracción de los eventos estimados por los PPS que en realidad no ocurrieron (sensibles a las falsas alarmas, pero ignora las sorpresas); y el ETS calcula la fracción de precipitación correctamente estimada considerando el número de aciertos aleatorios.

Tabla 1. Estadísticos categóricos usados en la evaluación de los PPS. H: la precipitación observada y del PPS están por encima del umbral; M: la precipitación observada está por encima del umbral y la del PPS por debajo; F: la precipitación del PPS está por encima del umbral y la observada por debajo; T representa el número total de eventos.

Índice	Ecuación	Valor ideal
<i>Bias score</i>	$\text{BIASS} = \frac{H + F}{H + M}$	1
Probabilidad de detección	$\text{POD} = \frac{H}{H + M}$	1
Relación de falsa alarma	$\text{FAR} = \frac{F}{H + F}$	0
<i>Equitable threat score</i>	$\text{ETS} = \frac{H - \frac{(H+M) \cdot (H+F)}{T}}{H + M + F - \frac{(H+M) \cdot (H+F)}{T}}$	1

El segundo método consistió en la aplicación de estadísticos descriptivos para cuantificar la magnitud de los errores entre las observaciones de superficie y los PPS. Además de usar la relación punto *versus* píxel con resolución temporal diaria, también se usó la relación píxel *versus* píxel a una resolución temporal mensual. Para que esta última relación sea posible fue necesario realizar una distribución espacial de los datos observados de precipitación. Tal distribución espacial se hizo con el método de la *Inverse Distance Weighting* (IDW), usando herramientas de sistemas de información geográfica.

El método IDW posee una larga historia de uso y confiabilidad, debido en particular a su simplicidad en la formulación y su amplia aplicación en los entornos operativos; con frecuencia es utilizado para interpolar la precipitación (Campozano, Sánchez, Avilés, & Samaniego, 2014; Guevara-Ochoa *et al.*, 2017; Kim & Ryu, 2016). Con este método, el valor estimado se obtiene a través de un promedio ponderado de todos los valores que se encuentren dentro de un área de búsqueda. El método asigna el mayor peso al punto más cercano, el cual va disminuyendo a medida que aumenta la distancia. Su ecuación se expresa como:

$$W_p = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{W_i}{(d_i)^\beta}}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{d_i}\right)^\beta} \quad (1)$$

donde W_p es el valor estimado en el punto p ; n , el número de puntos usado en la interpolación; W_i , el valor conocido en el i -ésimo punto; d_i , la distancia desde el punto conocido i al punto a estimar p , y β es la potencia de la inversa de la distancia.

Para evaluar el desempeño de los PPS y compararlos con datos de precipitación en superficie se utilizaron diferentes estadísticos descriptivos (Aslami *et al.*, 2019; Tan & Duan, 2017). El coeficiente de correlación de Pearson (R) se usó para evaluar el grado de concordancia entre los PPS y los datos observados, que varía entre -1 y 1. La raíz del error medio cuadrático (RMSE) representa la desviación estándar de la

muestra de las diferencias entre los valores estimados y los valores observados. El sesgo estadístico (BIAS) es la diferencia promedio entre los PPS y los datos observados; este estadístico se utilizó para estimar el porcentaje de subestimación o sobrestimación entre las variables. Además, para evaluar la habilidad del producto se calculó el índice de Nash-Sutcliffe (NSE), que oscila entre $-\infty$ y 1 (Tabla 2).

Tabla 2. Estadísticos descriptivos usados en la evaluación de los PPS: m : tamaño de la muestra; Sn : estimaciones de precipitación satelital; On : observaciones en superficie; $\bar{S}$: media aritmética de las estimaciones de precipitación satelital; $\bar{O}$: media aritmética de las observaciones en superficie.

Métrica estadística	Ecuación	Valor ideal
Coeficiente de correlación de Pearson	$R = \frac{\sum_{k=1}^m (Sn - \bar{S})(On - \bar{O})}{\sqrt{\sum_{k=1}^m (Sn - \bar{S})^2} \sqrt{\sum_{k=1}^m (On - \bar{O})^2}}$	1
Raíz del error medio cuadrático	$RMSE = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{k=1}^m (Sn - On)^2}$	0
Sesgo estadístico	$BIAS = \frac{\sum_{k=1}^m (Sn - On)}{\sum_{k=1}^m On} \times 100$	0
Índice de eficiencia de Nash-Sutcliffe	$NSE = 1 - \frac{\sum_{k=1}^m (On - Sn)^2}{\left(\sum_{k=1}^m (On - \bar{O})^2\right)}$	1

Corrección del BIAS de los PPS

Luego de realizar la evaluación de los PPS respecto a los datos observados se aplicó la corrección del sesgo. El procedimiento utilizado es el *Quantile Mapping* (QM), el cual es un método no paramétrico (Fang, Yang, Chen, & Zammit, 2015), que consiste en implementar transformaciones estadísticas para corregir el sesgo los PPS. Este enfoque se basa en la relación de cuantiles para hacer converger la función de distribución empírica de probabilidad acumulada de las variables simuladas a las observadas. Algunos autores han usado con éxito dicho método para la corrección del sesgo de precipitación y temperatura en modelos climáticos globales y regionales (Heo, Ahn, Shin, Kjeldsen, & Jeong, 2019; Ines & Hansen, 2006; Luo *et al.*, 2018; Themeßl, Gobiet, & Heinrich, 2012).

La corrección del sesgo se realizó construyendo las funciones de distribución acumulada mensual de los PPS y los datos observados utilizando una función de transferencia que permite trasladar los PPS sin corregir a PPS corregidos. Por lo tanto, la función de distribución acumulada de los PPS se transforma para que coincida con el conjunto de los datos observados. En la Figura 2 se presenta un esquema del método QM utilizado en este trabajo. La ecuación usada para la corrección del sesgo es la siguiente:

$$P_c = F_o^{-1}(F_s(P_s)) \quad (2)$$

donde P_c es el valor del PPS corregido; P_s , el valor del PPS a corregir; F_o^{-1} , la inversa de la función de distribución acumulada de los datos observados, y F_s es la función de distribución acumulada del PPS utilizado.

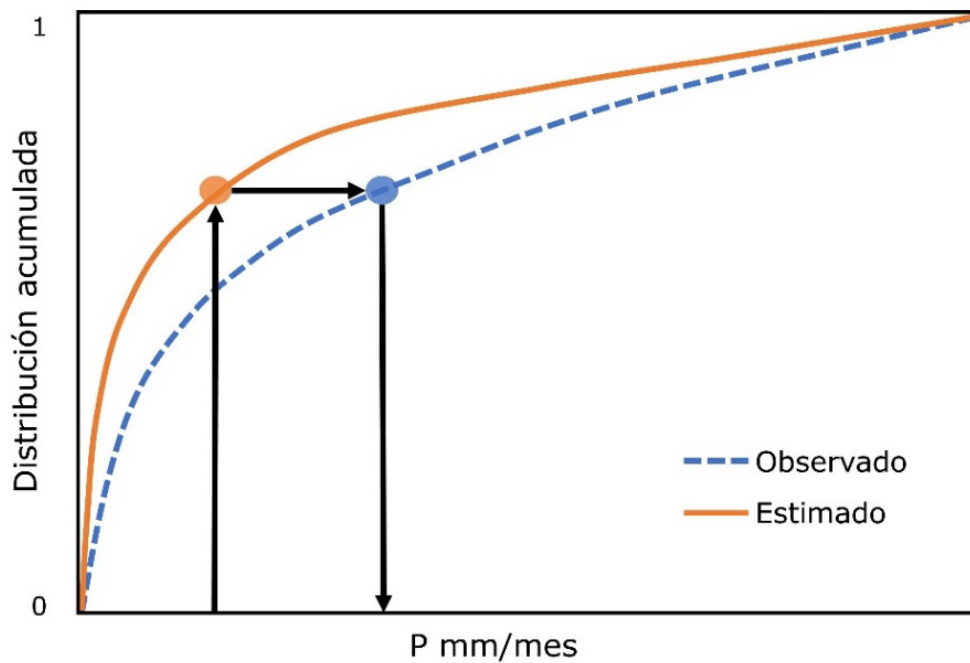


Figura 2. Representación gráfica del método de QM.

El método QM se aplicó a las distribuciones de precipitación mensual, y la relación entre el PPS y el PPS corregido se usó para desagregar temporalmente los datos corregidos del nivel mensual al diario.

Resultados

Análisis de la variabilidad temporal y espacial de la precipitación

La Figura 4 muestra la precipitación media mensual para la región de estudio, las máximas y mínimas son referidas a las distintas estaciones, considerando la precipitación media en cada una. Los resultados muestran que el 65 % de la precipitación ocurre entre los meses de octubre a marzo, en donde se hace evidente la influencia del anticiclón del Atlántico sur, que genera el ingreso de masa de aire cálido y húmedo; este efecto disminuye de forma marcada en los meses más fríos de abril a septiembre, donde el anticiclón se desplaza hacia el norte, limitando el ingreso de masas de aire húmedo. En relación con la precipitación media, los menores valores ocurren en el mes de junio con 33 mm; también se observa la presencia de dos máximos anuales, el principal en el mes de febrero con 116 mm y el segundo en el mes de octubre con 105 mm.

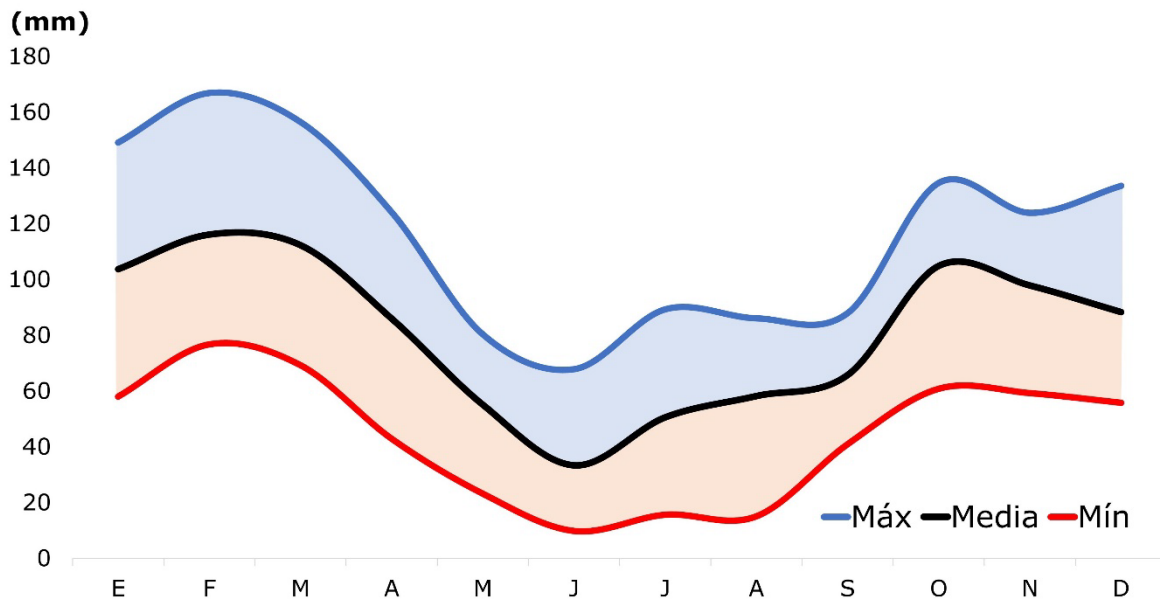


Figura 4. Precipitación media mensual para las estaciones pluviométricas en superficie. Periodo 2001-2017.

La Figura 5 muestra cómo la distribución espacio-temporal de la precipitación varía en función de la proximidad de las estaciones de superficie al océano Atlántico. Por ejemplo, las estaciones Rosario Aero, Laboulaye Aero y Santa Rosa Aero se encuentran en la zona de influencia continental, donde hay una estacionalidad más marcada, con 75 % de la precipitación ocurriendo en el semestre cálido (de octubre a marzo). Esta marcada variación estacional se debe a que el aporte de humedad desde el centro-norte del país se encuentra con una superficie más caliente, lo que favorece a la formación de precipitación de origen convectivo durante

este periodo. En contraste, las estaciones La Plata Aero, Azul Aero, Bahía Blanca Aero y Mar del Plata Aero están dentro de la zona con influencia marítima, en la que se refleja una estacionalidad menos marcada, con un 60 % de la precipitación en los mismos meses.

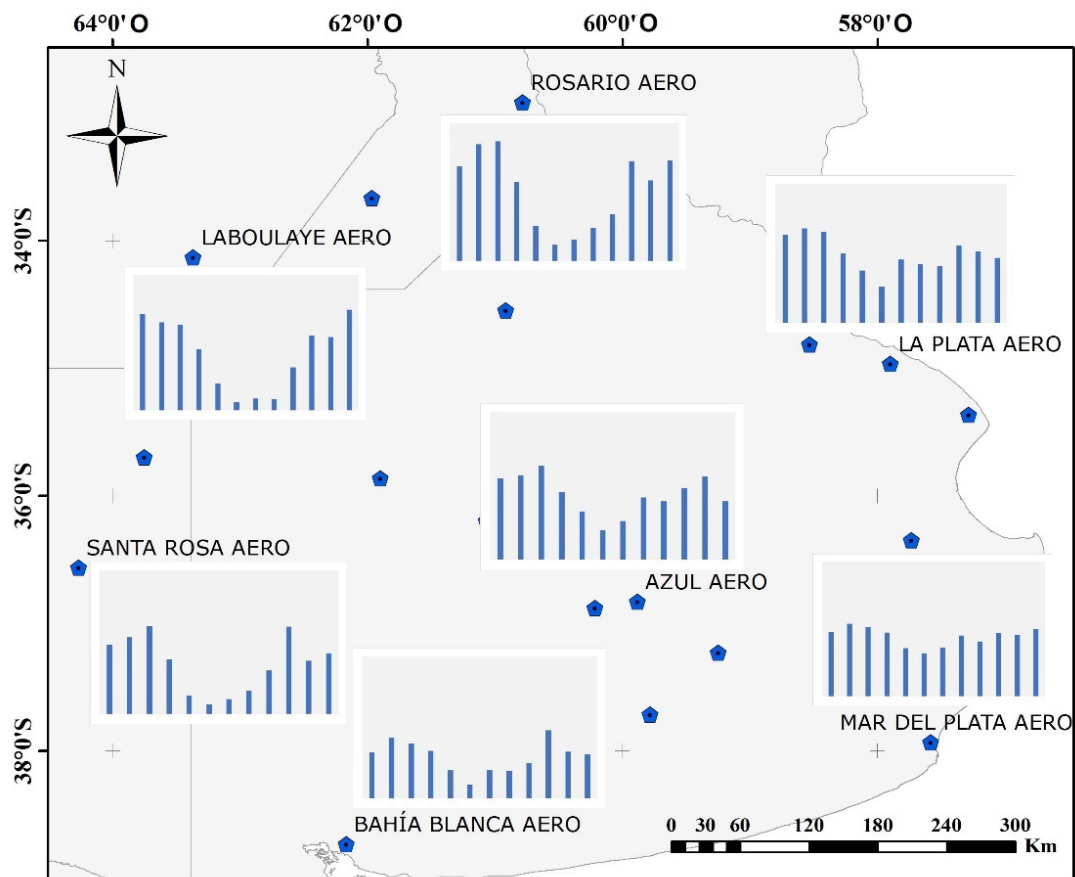


Figura 5. Ubicación geográfica de las estaciones pluviométricas en superficie y régimen estacional de precipitación. Periodo 2001-2017.

En la distribución espacial de la precipitación anual (Figura 6a) se observa una tendencia decreciente que va desde el noreste, con valores superiores a 1 050 mm/año, al suroeste, con valores inferiores a 650 mm/año. Los tres PPS presentados en la Figura 6 (b, c y d) siguen el mismo patrón de distribución espacial que la precipitación observada, sin embargo, todos los productos tienen tendencia a sobrestimar la precipitación, siendo el más evidente el producto IMERG, con valores mayores a 2 000 mm/año en la parte noreste de la región y mínimos cercanos a los 1 000 mm/año en la zona suroeste.

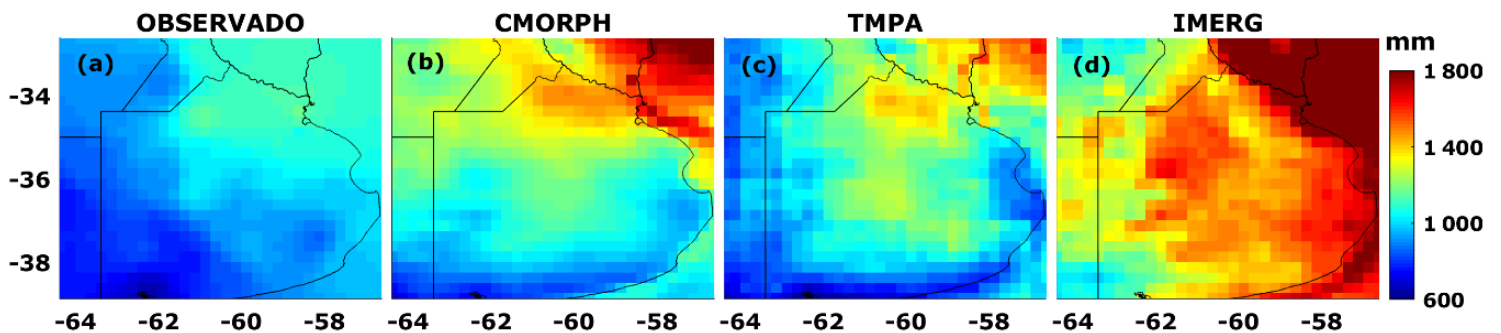


Figura 6. Distribución espacial de la precipitación observada y estimada por los distintos PPS (mm/año). Periodo 2001-2017.

Al comparar la precipitación trimestral promedio de los PPS con los datos observados en superficie (Figura 7), se aprecia que éstos capturan la variabilidad espacial, pero no la magnitud de la precipitación en la región. La precipitación acumulada en las estaciones de superficie fue mayor en EFM y OND; para estos casos, el promedio resultó 330 y 295

mm, respectivamente. En estos dos trimestres, los PPS sobrestiman la precipitación observada en casi toda la región de estudio, siendo más notable esta diferencia en el producto IMERG, para el cual se obtuvo un valor medio de 530 mm (EFM) y 440 mm (OND), seguido del producto CMORPH, con un promedio de 485 mm (EFM) y 405 mm (OND); por último, el TMPA mostró resultados más cercanos a los observados, con valores promedios de 398 mm (EFM) y 327 mm (OND). Por otra parte, la precipitación acumulada en las estaciones de superficie resultó menor en AMJ y JAS, para los cuales corresponden valores de 166 y 162 mm. Durante estos trimestres, en el oeste de la región los tres PPS muestran una subestimación de la precipitación, mientras que en el este tienden a sobrestimar. Específicamente en JAS, los productos CMORPH y TMPA subestimaron la precipitación con valores medios de 146 y 135 mm, respectivamente; a su vez, en AMJ, el único producto que subestima es el CMORPH, para el cual se obtuvo un promedio de 163 mm.

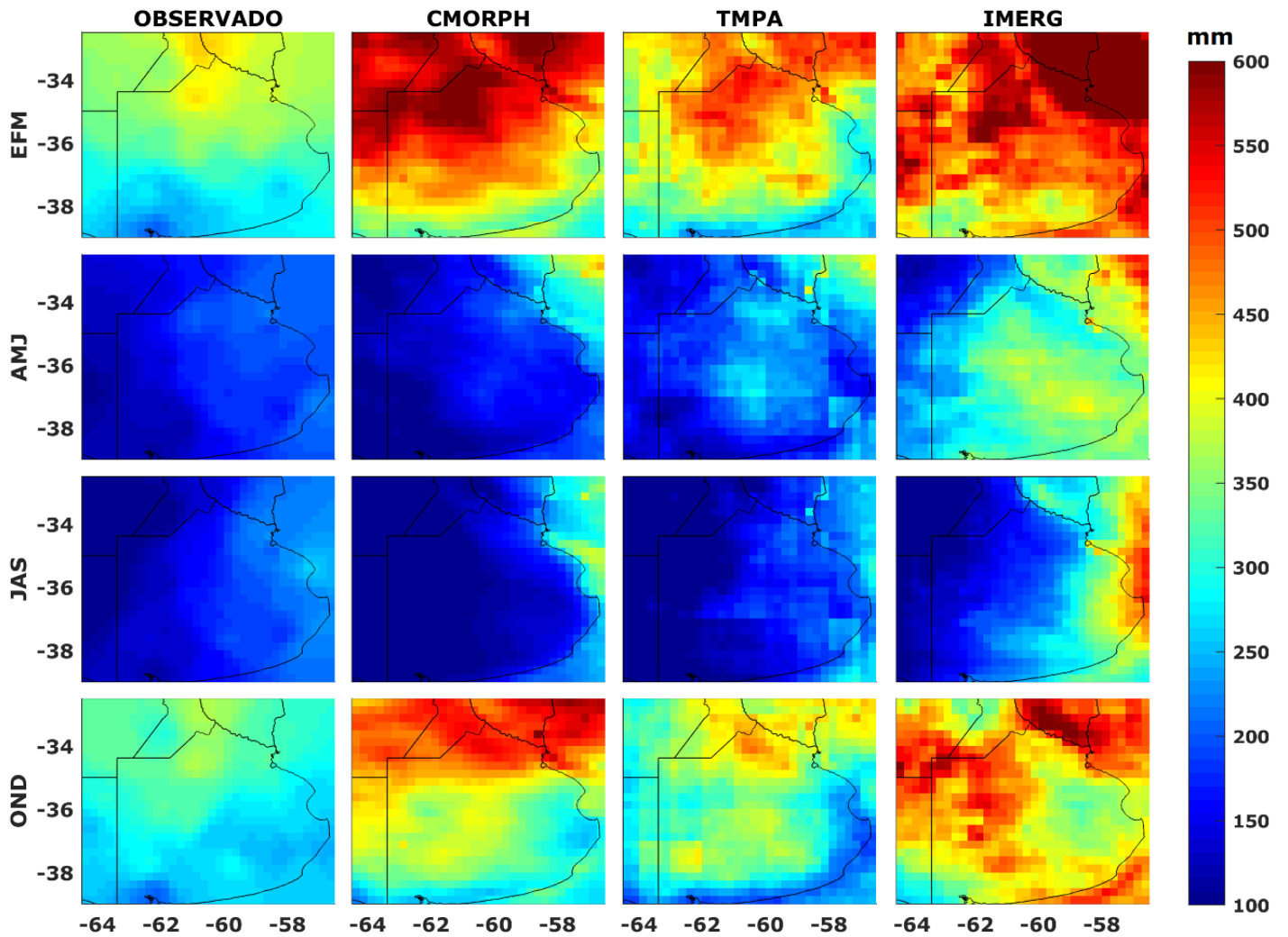


Figura 7. Distribución espacial de la precipitación promedio trimestral en mm. Periodo 2001-2017.

Evaluación de PPS

Nivel diario: punto vs. píxel

Los coeficientes estadísticos POD, FAR, BIAS y ETS (Tabla 1) muestran que los PPS capturan las observaciones para intensidades bajas (hasta 5 mm) y medias (entre 5 y 20 mm). Mientras que para intensidades altas (mayores a 20 mm), el BIAS es superior a 1 para todos los PPS, lo que indica una sobrestimación en este tipo de eventos, siendo el TMPA el que representa mejor a las tormentas intensas en la región. También se observa que el IMERG sobrestima de modo considerable el número de eventos de precipitación respecto a los otros dos productos, esto es evidente con una alta POD y FAR. En cuanto a la relación entre el número de falsas alarmas y la cantidad de eventos de precipitación estimada y a la fracción de precipitación estimada de forma correcta, el producto CMORPH fue el que presentó mejores resultados, como lo indican el índice FAR y ETS, respectivamente (Figura 8).

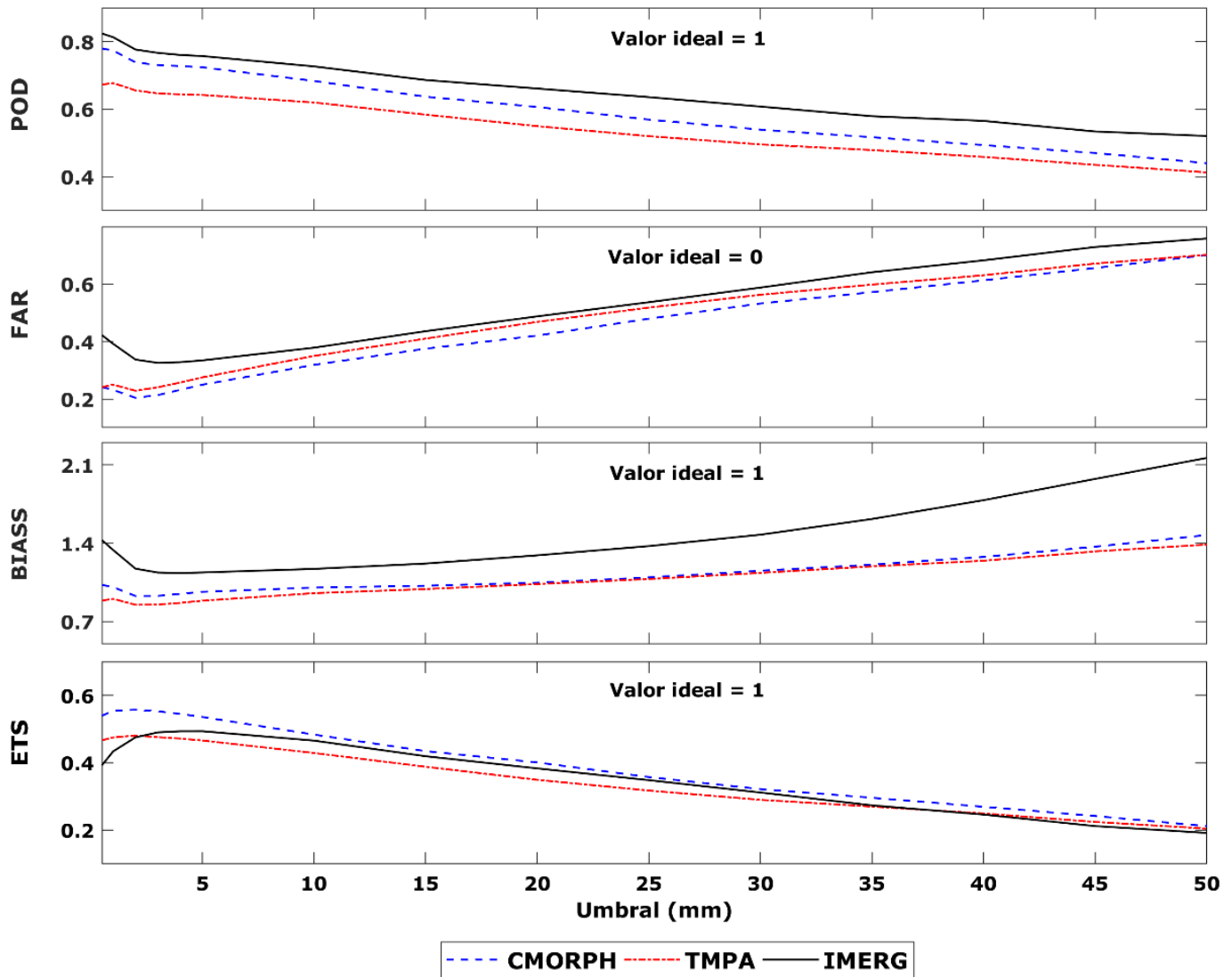


Figura 8. Gráfico de POD, FAR, BIAS y ETS en función de los umbrales de precipitación diaria. Periodo 2001-2017.

El impacto de la corrección del sesgo en los datos de PPS se evaluó con las cuatro métricas estadísticas descriptivas presentadas en la Tabla 2. En cada estadístico se utilizaron diagramas de cajas para comparar similitudes en términos de simetría, dispersión y para determinar la existencia de valores extremos entre la distribución de los valores de las estimaciones y la distribución de los datos observados. Los resultados indican que el método de remoción del sesgo ha incrementado de forma satisfactoria el ajuste entre PPS y las observaciones en superficie, como se evidencia con la reducción del BIAS, RMSE, y en el aumento de NSE y R (Figura 9).

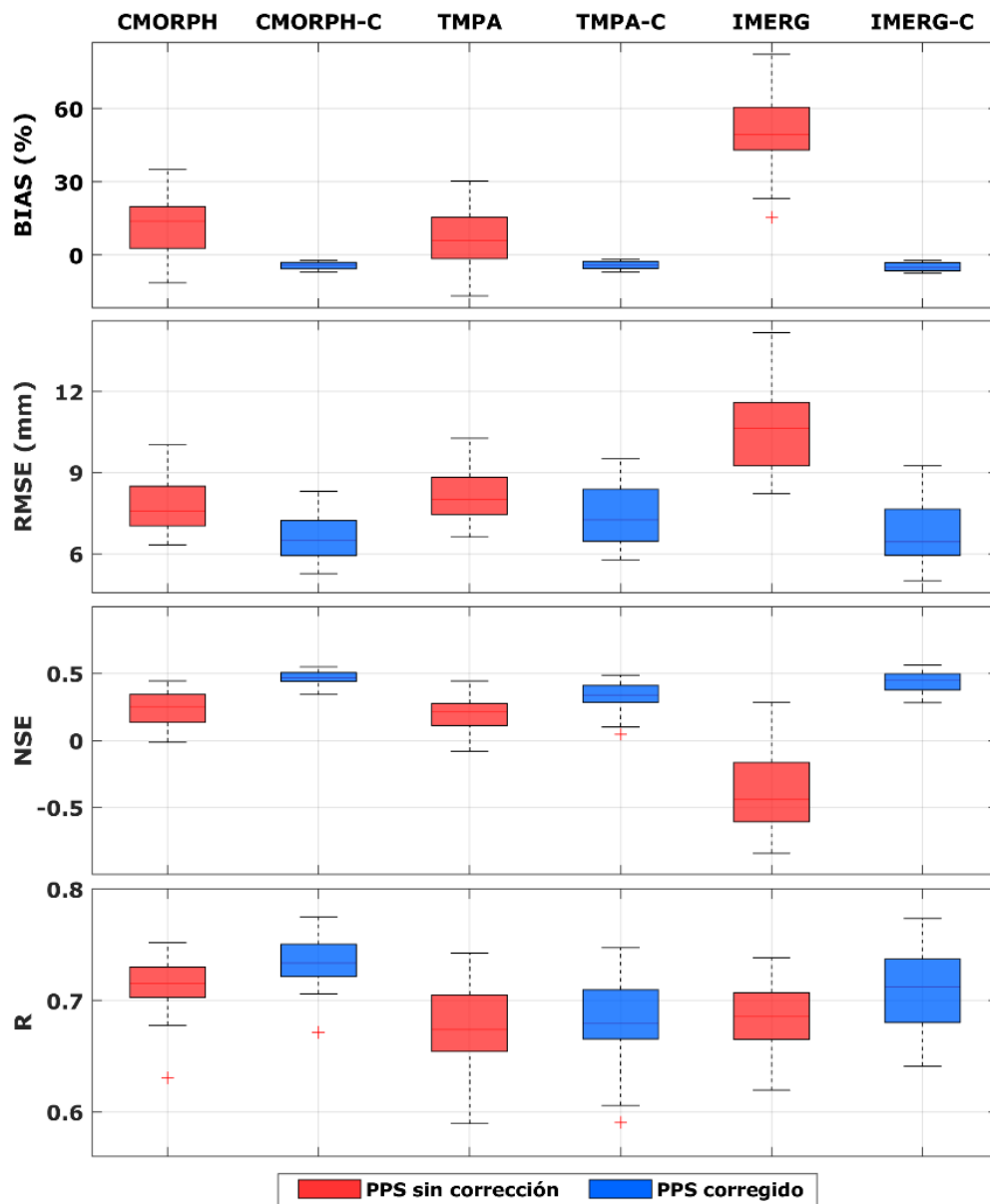


Figura 9. Diagrama de cajas de los coeficientes estadísticos descriptivos calculados para las precipitaciones diarias. Periodo 2001-2017.

En el caso del BIAS, se observa que todos los PPS sin corregir presentan valores positivos mayores al 6 %, destacando al IMERG con un mayor grado de sobrestimación de la precipitación de 53 %; por otra parte, todos los PPS corregidos arrojaron valores del BIAS similares, en todos los casos cercanos a cero. Analizando los resultados del RMSE, se encontró que el producto CMORPH corregido (CMORPH-C) muestra el menor error medio cuadrático total y es similar al IMERG corregido (IMERG-C), en ambos casos con valores medios cercanos a 6.5 mm, mientras que el TMPA corregido (TMPA-C) presenta un valor medio cercano a 7.3 mm. Luego de realizar la corrección del sesgo, se observa una mejora significativa del NSE del producto IMERG, mientras que el CMORPH y el TMPA mejoran este estadístico en menor medida; en dicho caso, los productos corregidos proporcionan valores de NSE más cercanos a 1, siendo el producto CMORPH-C el que tiene mayor habilidad predictiva. La magnitud del R en todos los PPS sin corregir mostraron valores cercanos a 0.7; luego de ser corregidos, los productos tienen un mejor ajuste respecto a los datos observados, siendo el producto CMORPH-C el que presenta mayor correlación. En general, el producto CMORPH-C muestra un mejor ajuste con las observaciones al compararlo con el TMPA-C y el IMERG-C.

Los estadísticos descriptivos para las diferentes épocas del año se muestran en los diagramas de cajas de la Figura 10. En el caso del BIAS, y analizando en primer lugar los productos sin corregir, se observa para

el CMORPH que los trimestres de EFM y OND (periodo cálido con mayor cantidad de precipitación) presentan un sesgo positivo mayor a 28 % en promedio para las 29 estaciones, mientras que los trimestres de AMJ y JAS (periodo frío con menor cantidad de precipitación) tienen un sesgo negativo en promedio de 15 y 28 %, respectivamente. El TMPA presenta sesgo negativo (15 %) durante el trimestre de JAS, mientras que el IMERG presenta un sesgo positivo para todos los trimestres del año, variando entre 31 % en JAS y 76 % en AMJ, lo que indica una sobrestimación en los valores de precipitación. En cuanto al comportamiento del BIAS de los PPS corregidos, mostraron valores cercanos a cero en todos los trimestres.

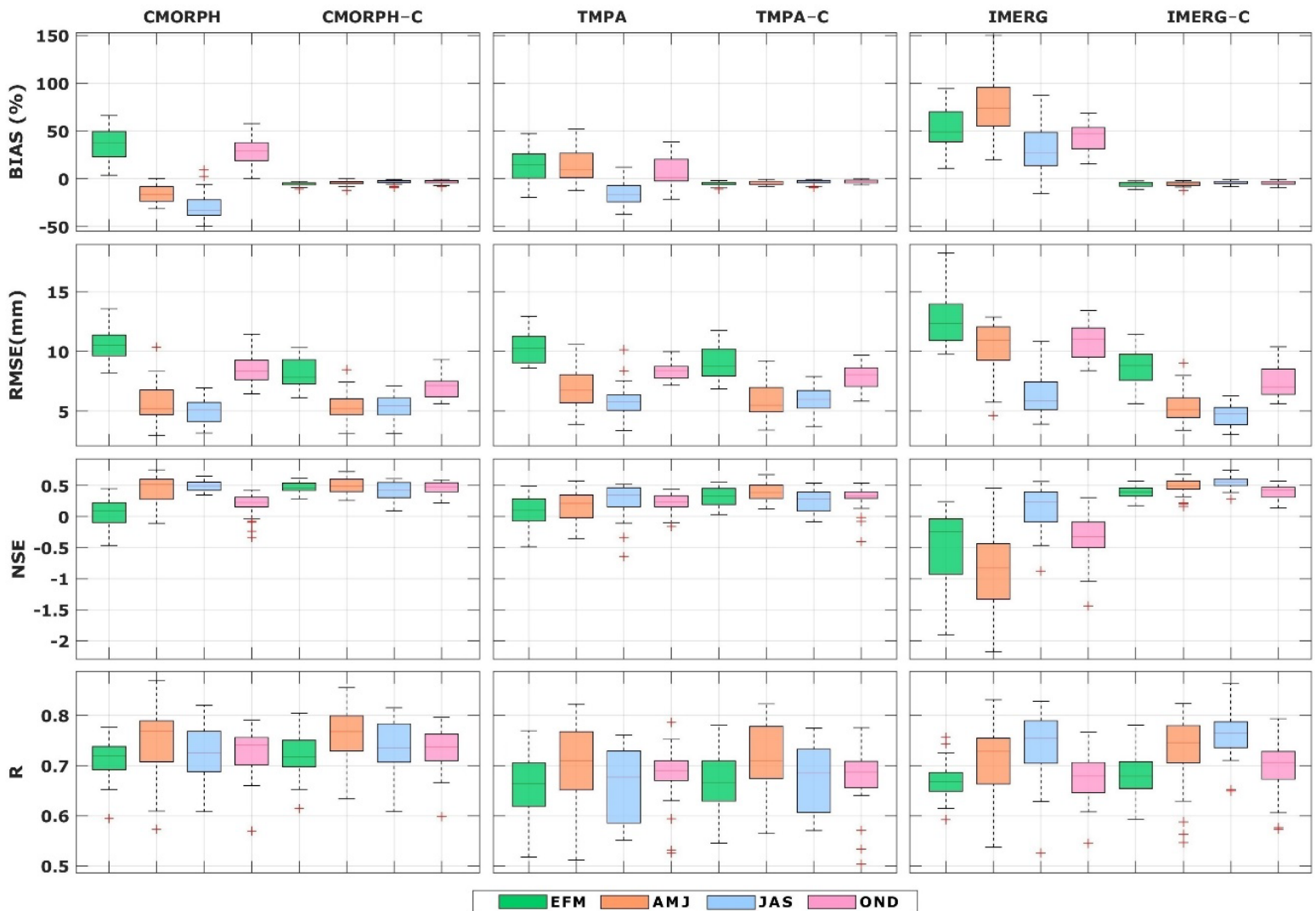


Figura 10. Diagrama de cajas de los coeficientes estadísticos descriptivos calculados para la precipitación trimestral. Periodo 2001-2017.

Al analizar los resultados del RMSE, se observa que en los trimestres de EFM, AMJ y OND, el producto que presenta el menor error es el CMORPH-C, con valores promedios diarios de 8.1, 5.4 y 7 mm, respectivamente, mientras que para los meses de JAS, el producto IMERG-C es el que muestra mejor ajuste con un promedio de 4.6 mm. En el caso del NSE para cada trimestre, se observó que en todos los casos los PPS corregidos mejoran su ajuste; se repite el comportamiento de los resultados del RMSE donde el producto CMORPH-C representa mejor los trimestres con mayor precipitación (EFM, AMJ y OND), con valores cercanos a 0.5; mientras que el producto IMERG-C es el que mejor captura la precipitación observada para el trimestre de JAS, con un promedio de 0.55. Finalmente, el R muestra valores similares en todos los PPS y al ser corregidos mejoran alrededor del 2 %. Sin embargo, se observan valores coherentes a los estadísticos RMSE y NSE, ya que al igual que ellos, el producto IMERG-C presenta el mayor índice de correlación en el trimestre JAS, mientras que el CMORPH-C presenta un mejor ajuste para el resto de los trimestres.

Nivel mensual: píxel vs. píxel



La distribución espacial de los distintos estadísticos se realizó con datos de precipitación a nivel mensual. Para ellos, los datos de precipitación observada han sido interpolados a la misma resolución espacial de los PPS para poder realizar la evaluación píxel por píxel. La Figura 11 muestra la distribución espacial del BIAS para el periodo 2001-2017. En el trimestre EFM, donde se registra la mayor cantidad de precipitación, se aprecia un BIAS positivo en la mayor parte de la región, siendo el producto IMERG el que mayor sobrestimación presenta, con un promedio de 60 %, mientras que los productos CMORPH y TMPA sobrestiman las observaciones en promedio para la región pampeana, en un 47 y un 20 %, respectivamente.

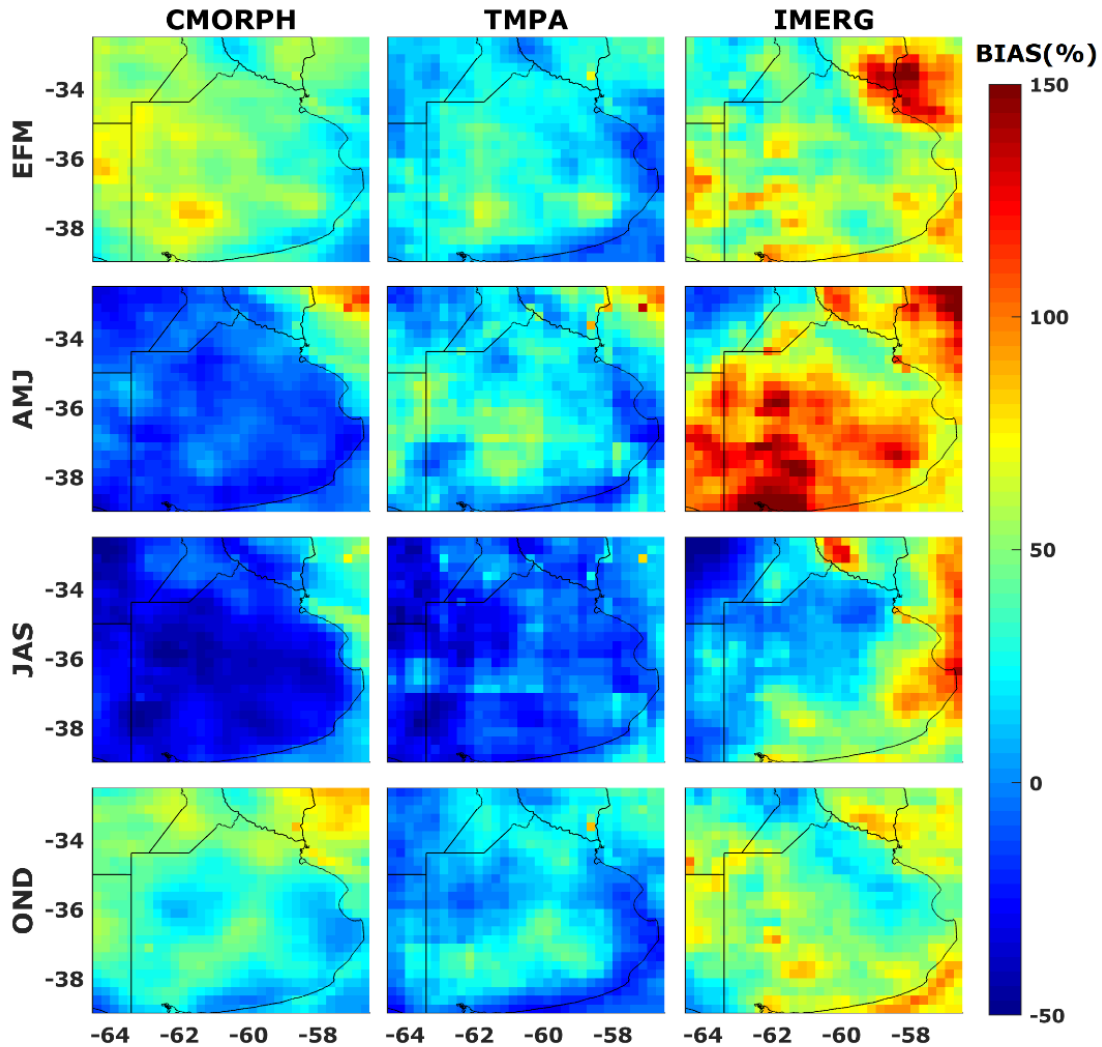


Figura 11. BIAS en porcentaje correspondiente a los trimestres EFM, AMJ, JAS y OND. Periodo 2001-2017.

El trimestre AMJ muestra un BIAS negativo de 4 % para el producto CMORPH y positivos de 21 y 84 % para los productos TMPA e IMERG,

respectivamente. Durante el trimestre JAS, los productos CMORPH y TMPA presentaron BIAS negativos con valores de 20 y 12 %, respectivamente. Para el producto IMERG, se observa que en el oeste de la región presenta valores negativos, sin embargo, el promedio para toda el área muestra un BIAS positivo de 32 %. En el trimestre OND, al igual que en el trimestre EFM se aprecia un BIAS positivo en los tres PPS, siendo el producto IMERG el que mayor sobrestimación presenta con un promedio de 49 %; los productos CMORPH y TMPA sobrestiman las observaciones, en un 37 y 11 %, respectivamente.

Después de haber calculado la magnitud del sesgo para cada estación (Figura 11), se procedió a removerlo usando el método QM. La Figura 12 muestra el R entre los datos observados, y los PPS antes y después de la corrección del sesgo para los diferentes trimestres analizados. Se observa que el producto CMORPH-C tiene un mejor desempeño en los trimestres de EFM y AMJ, con valor promedio de 0.7 y 0.8, respectivamente, seguido del producto IMERG-C, con valores de 0.69 y 0.79, respectivamente. En cuanto a los trimestres JAS y OND, el producto IMERG-C es el que presenta mejores resultados, con valores de 0.75 y 0.73, respectivamente, seguido por el producto CMORPH-C, con 0.74 en JAS y 0.70 en OND. Por otra parte, en todos los casos, el producto TMPA-C presentó las correlaciones más bajas al compararlos con los productos CMORPH-C e IMERG-C.

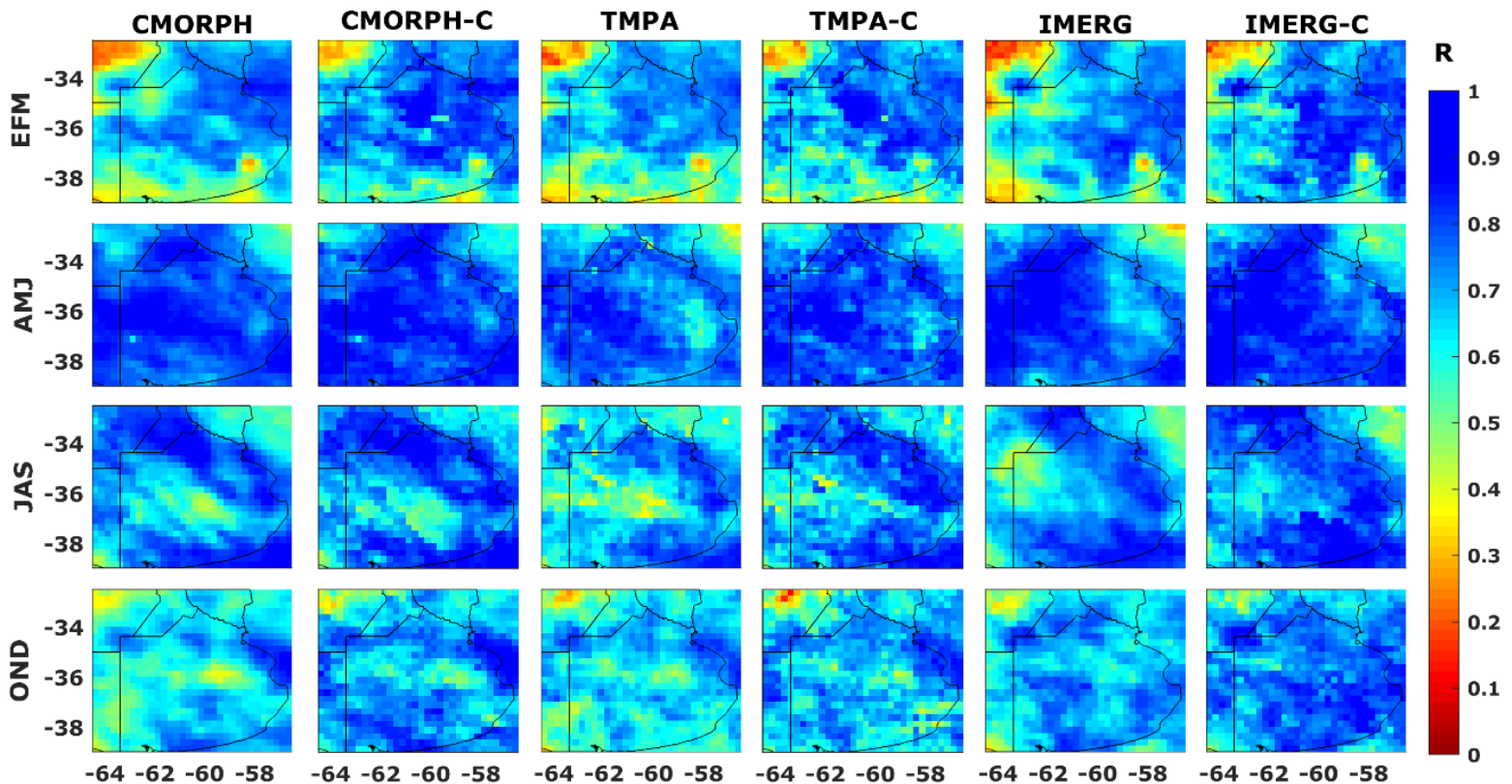


Figura 12. R correspondiente a los trimestres EFM, AMJ, JAS y OND. Periodo 2001-2017.

En general, los datos trimestrales de precipitación sin corregir de los tres PPS mostraron buen ajuste al compararlos con los datos observados; los valores de R promedio varían entre 0.62 y 0.78. Los mejores ajustes se obtuvieron para los PPS corregidos con R promedio que oscila entre 0.67 y 0.80. Esto indica un aumento en la correlación entre 4 y 5 % en promedio para la región de estudio.

Al analizar los resultados para el RMSE (Figura 13), se observa que todos los PPS corregidos presentan menor error al compararlos con los PPS sin corregir. En general, el producto que presenta menor error promedio para la región es el IMERG-C, con un valor promedio mensual de 35 mm; luego el CMORPH-C, con un error de 36 mm, y por último el TMPA-C, con 37 mm. Los errores obtenidos siguen el mismo patrón con las relaciones encontradas a partir del R, donde el producto CMORPH-C presentó los errores más bajos en los trimestres de EFM con 42 mm y AMJ con 27 mm, mientras que los trimestres de JAS y OND mostraron errores más bajos en el producto IMERG-C con 29 mm y 39 mm, respectivamente.

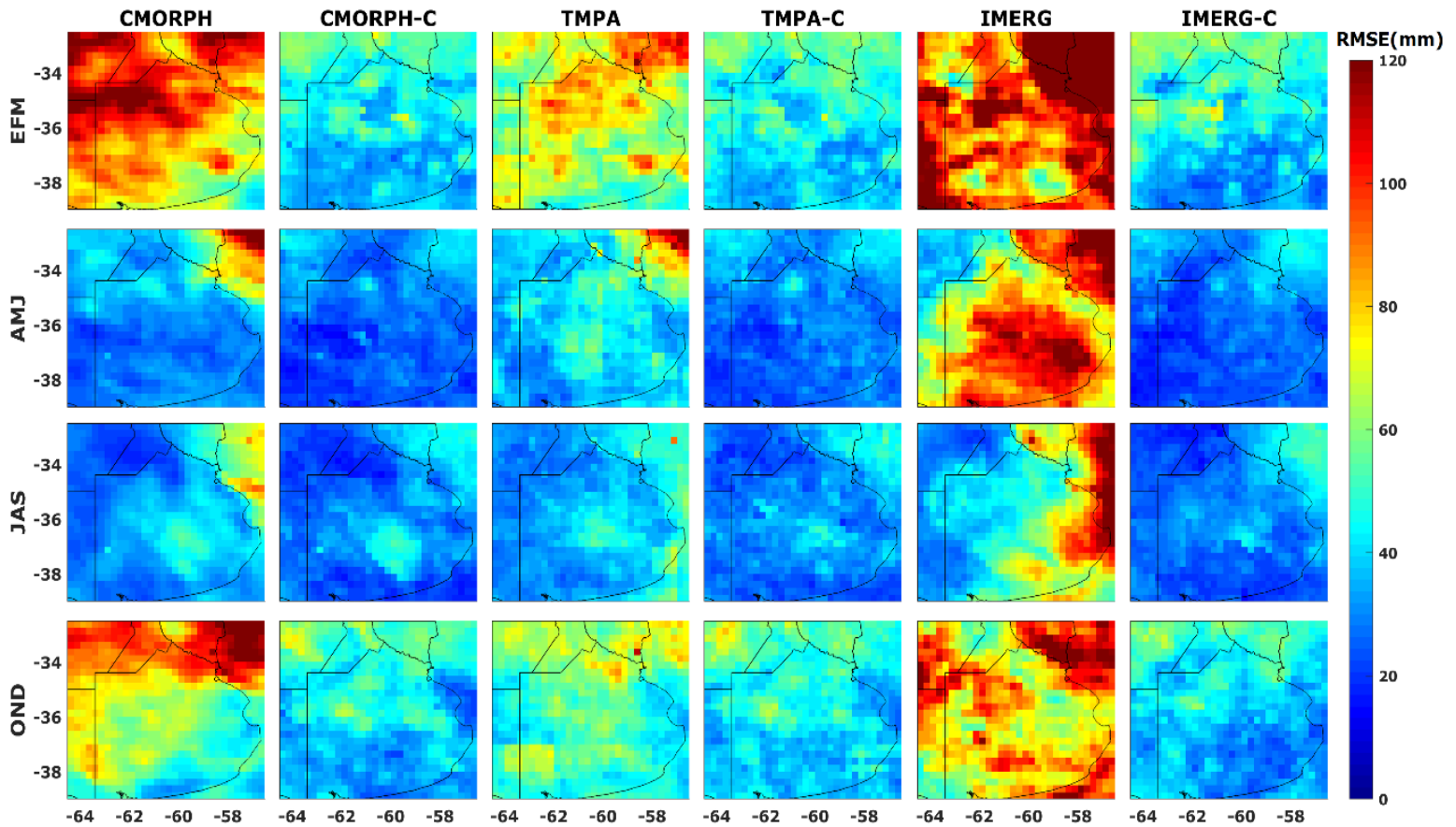


Figura 13. RMSE correspondiente a los trimestres EFM, AMJ, JAS y OND. Periodo 2001-2017.

Discusión

En el año 1997 fue lanzado el satélite TRMM, el cual estaba diseñado específicamente para monitorear y estudiar precipitaciones tropicales y subtropicales; desde entonces, profesionales y científicos han estado evaluando el desempeño de las estimaciones de precipitación obtenidas por el satélite mediante diferentes algoritmos (Huffman *et al.*, 2007; Huffman *et al.*, 2014; Joyce *et al.*, 2004). Estos productos se encuentran en diversas versiones, aquellos obtenidos en tiempo casi real y los obtenidos a posteriori (versión final). Los primeros se adquieren con un retraso entre 4 y 24 horas, y debido a la inmediatez en la obtención de los datos, estos productos no están calibrados con precipitaciones en superficie. Los segundos están disponibles en diferentes periodos, que varían dependiendo del tiempo de calibración de los mismos, en algunos casos se obtienen 2 o 3 meses después del mes de la observación y son corregidos con datos de precipitación global; por ejemplo, el producto IMERG en su versión final realiza la corrección con el análisis del medidor de precipitación del *Global Precipitation Climatology Center* (GPCC) (Huffman *et al.*, 2014).

A fin de verificar las similitudes y/o diferencias entre los PPS corregidos con datos regionales y los PPS en su versión final calibrada con datos globales, se compararon los resultados obtenidos en este estudio

con los hallazgos de trabajos previos (Tabla 3). Se seleccionaron aquellos donde el área de estudio se encontraba en Sudamérica con una escala temporal diaria en diferentes periodos de tiempo. En general, se encontró que los tres PPS tienen buena correlación en la mayor parte de Sudamérica con excepción de aquellos evaluados en cuencas con topografía compleja (Baez-Villanueva *et al.*, 2018; Hobouchian *et al.*, 2017), esto posiblemente se deba a la falta de observaciones de pluviómetros en las regiones montañosas.

Tabla 3. Comparación de los PPS en tiempo casi real corregidos en este trabajo con los PPS en su versión final de otros estudios realizados a escala diaria en Sudamérica.

Referencia	Área de estudio	Periodo	CMORPH		TMPA		IMERG	
			R	RMSE (mm/día)	R	RMSE (mm/día)	R	RMSE (mm/día)
Este trabajo	Región pampeana argentina	De 01/01/2001 a 31/12/2017	0.73	6.6	0.68	7.4	0.73	6.7
Salio <i>et al.</i> (2015)	Sudamérica	De 01/12/2008 a 30/11/2010	0.63	-	0.82	-	-	-
Baez-Villanueva <i>et al.</i> (2018)	Colombia (cuenca Magdalena)	De 01/01/2001 a 31/12/2014	0.33	8.8	0.57	9.0	-	-
Oreggioni-Weiberlen y Báez-Benítez (2018)	Paraguay	De 1998 a 2012	0.45 a 0.77	9.0 a 12.0	0.59 a 0.77	7.0 a 11.0	-	-
Hobouchian <i>et al.</i> (2017)	Chile-Argentina (Andes subtropicales)	De 01/01/2004 a 31/12/2010	0.26	-	0.33	-	-	-
Palomino-Ángel, Anaya-Acevedo y Botero (2019)	Colombia (Chocó biogeográfico)	De 2014 a 2017	-	-	0.31	15.5	0.41	14.6
Nascimento <i>et al.</i> (2021)	Brasil (estado de Paraná)	De 06/2000 a 12/2018	-	-	-	-	0.44	11.3 a 14.8

Al evaluar los resultados del coeficiente de correlación de los PPS, se destaca que tanto para el CMORPH como el IMERG, la mayor similitud

es la obtenida en la evaluación realizada en este estudio; para el caso del TMPA, el mejor resultado lo obtuvieron Salio *et al.* (2015) con un R de 0.82; sin embargo, es necesario mencionar que éste considera solo dos años de registros en comparación con los 17 años usados en este análisis.

Por otra parte, los tres PPS corregidos en este trabajo obtuvieron errores más bajos con un RMSE que varía entre 6.6 y 7.4 mm/día, en comparación con los resultados de otros autores mostrados en la Tabla 3. Ello podría estar relacionado con la cantidad de estaciones usadas en este estudio, donde la corrección se realizó utilizando 29 estaciones en superficie, mientras que los productos de precipitación global usados para corregir los PPS en su versión final posiblemente utilicen menor densidad de estaciones, lo que podría traer como consecuencia una precipitación sesgada.

Este estudio demuestra que la aplicación del método de corrección de sesgo QM mejora el rendimiento de los PPS para capturar la precipitación en la región. Además, permite obtener un producto en tiempo casi real a diferencia de los productos en su versión final que tienen demora de más de un mes. Asimismo, se confirma la necesidad de realizar una evaluación específica en cada región donde se requiera seleccionar un PPS.

Conclusiones

La disponibilidad actual de la precipitación obtenida a través de sensores remotos presentó la oportunidad de evaluar la confiabilidad de tres PPS (IMERG, TMPA y CMORPH) en su versión en tiempo casi real, usando como referencia 29 estaciones pluviométricas distribuidas en la región pampeana ubicada en el sureste de Argentina. Con la aplicación de estadísticos categóricos y descriptivos se demostró que estos productos tienden a sobrestimar la cantidad de precipitación a nivel diario en la región.

El análisis realizado muestra que el producto IMERG tiene mejor capacidad para detectar la precipitación, sin embargo presenta mayor número de falsas alarmas y sesgo. Mientras, el producto CMORPH representa mejor la fracción de eventos observados que se estimaron correctamente y muestra valores de BIAS más bajos para intensidades altas. Por último, el producto TMPA es el que resulta menos adecuado para detectar la precipitación en la región.

La incorporación de un método de remoción del sesgo en los PPS, como el *Quantile Mapping*, introdujo mejoras significativas en los estadísticos evaluados. En especial, el producto CMORPH superó su capacidad para detectar la precipitación al compararlo con el IMERG.

Luego de la corrección de los PPS mejoran su correlación mensual entre 4 y 5 %, mientras que la correlación diaria aumenta alrededor del 2 %. La corrección del sesgo lograda mejoró la calidad de los PPS, y en consecuencia su uso tiene una influencia positiva sobre diferentes aplicaciones hidrometeorológicas.

La habilidad a nivel trimestral de los PPS respecto a las estaciones en superficie demostró que luego de la corrección del sesgo, el producto CMORPH muestra mejores resultados para representar la precipitación en todos los trimestres, excepto el trimestre JAS, donde el producto IMERG capturó mejor la precipitación. En general, el TMPA tuvo el desempeño menos favorable entre los PPS evaluados.

El análisis de la distribución espacial de la precipitación mensual de los datos observados permitió evaluar el comportamiento de los PPS en toda la región de estudio. A pesar de que la media espacial fue similar entre los productos, la confiabilidad de los PPS varía ampliamente dentro de la región de estudio. Esto demuestra la importancia de poder validar y corregir los PPS con datos de superficie provenientes de una red de observaciones lo suficientemente densa como para capturar la variabilidad espacial de la precipitación. Los productos CMORPH e IMERG mostraron desempeños muy similares. Los trimestres de EFM y OND, donde la mayoría de los eventos provienen de fenómenos convectivos y que coincide con los trimestres de mayor cantidad de precipitación, presentaron mayor RMSE con un valor promedio para la región de 43 mm en el trimestre EFM y 27 mm en OND. Por otra parte, en los trimestres

AMJ y JAS, donde sólo ocurre el 25 % de las precipitaciones y la mayoría son de origen estratiforme, ocurren los menores RMSE, con un valor aproximado para la región de 28 mm.

Si bien estos productos satelitales han mejorado de modo significativo su resolución espacial y temporal con respecto a versiones anteriores, es necesario profundizar la evaluación de estas estimaciones, y continuar con la instalación de estaciones en superficie que permitan tener un monitoreo adecuado de la precipitación. Este estudio podría servir de referencia para los investigadores que deseen aplicar o evaluar los PPS en tiempo casi real para ser usados en aplicaciones hidrológicas como pronósticos de caudal para sistemas de alerta de inundaciones en la región.

Agradecimientos

Los autores agradecen a la Comisión de Investigaciones Científicas de la Provincia de Buenos Aires (CIC) y al Servicio Meteorológico Nacional de Argentina por proveer los datos de las estaciones meteorológicas; así como a la ingeniera Ninoska Briceño, por su invaluable contribución en la discusión de resultados preliminares.

Referencias

Aliaga, V. S., Ferrelli, F., & Piccolo, M. C. (2017). Regionalization of climate over the Argentine Pampas. *International Journal of*



- Climatology*, 37(S1), 1237-1247. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/joc.5079>
- Aragón, R., Jobbágy, E. G., & Viglizzo, E. F. (2011). Surface and groundwater dynamics in the sedimentary plains of the Western Pampas (Argentina). *Ecohydrology*, 4(3), 433-447. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/eco.149>
- Aslami, F., Ghorbani, A., Sobhani, B., & Esmali, A. (2019). Comprehensive comparison of daily IMERG and GSMaP satellite precipitation products in Ardabil Province, *Iran. International Journal of Remote Sensing*, 40(8), 3139-3153. Recuperado de <https://doi.org/10.1080/01431161.2018.1539274>
- Baez-Villanueva, O. M., Zambrano-Bigiarini, M., Ribbe, L., Nauditt, A., Giraldo-Osorio, J. D., & Thinh, N. X. (2018). Temporal and spatial evaluation of satellite rainfall estimates over different regions in Latin-America. *Atmospheric Research*, 213, 34-50. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2018.05.011>
- Basheer, M., & Elagib, N. A. (2019). Performance of satellite-based and GPCC 7.0 rainfall products in an extremely data-scarce country in the Nile Basin. *Atmospheric Research*, 215, 128-140. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2018.08.028>
- Borges, P. de A., Franke, J., Da-Anunciação, Y. M. T., Weiss, H., & Bernhofer, C. (2016). Comparison of spatial interpolation methods for the estimation of precipitation distribution in Distrito Federal,

- Brazil. *Theoretical and Applied Climatology*, 123(1-2), 335-348.
Recuperado de <https://doi.org/10.1007/s00704-014-1359-9>
- Campozaño, L., Sánchez, E., Avilés, Á., & Samaniego, E. (2014). Evaluation of infilling methods for time series of daily precipitation and temperature: The case of the Ecuadorian Andes. *Maskana*, 5(1 SE-Artículos científicos), 99-115. Recuperado de <https://doi.org/10.18537/mskn.05.01.07>
- Cisneros-Iturbe, H. L., Bouvier, C., & Domínguez-Mora, R. (2001). Aplicación del método kriging en la construcción de campos de tormenta en la ciudad de México. *Ingeniería Hidráulica en México*, 16(3), 5-14.
- Dinku, T., Ruiz, F., Connor, S. J., & Ceccato, P. (2010). Validation and intercomparison of satellite rainfall estimates over Colombia. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 49(5), 1004-1014. Recuperado de <https://doi.org/10.1175/2009JAMC2260.1>
- Ebert, E. E., Janowiak, J. E., & Kidd, C. (2007). Comparison of near-real-time precipitation estimates from satellite observations and numerical models. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 88(1), 47-64. Recuperado de <https://doi.org/10.1175/BAMS-88-1-47>.
- Fang, G. H., Yang, J., Chen, Y. N., & Zammit, C. (2015). Comparing bias correction methods in downscaling meteorological variables for a hydrologic impact study in an arid area in China. *Hydrology and*

- Earth System Sciences*, 19(6), 2547-2559. Recuperado de <https://doi.org/10.5194/hess-19-2547-2015>
- Fuschini-Mejía, M. C. (1994). *El agua en las llanuras*. Montevideo, Uruguay: Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura/ Oficina Regional de Ciencia y Tecnología para América Latina y el Caribe (UNESCO/ORCYT).
- Gella, G. W. (2019). Statistical evaluation of high resolution satellite precipitation products in arid and semi-arid parts of Ethiopia: A note for hydro-meteorological applications. *Water and Environment Journal*, 33(1), 86-97. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/wej.12380>
- Guevara-Ochoa, C., Briceño, N., Zimmermann, E., Vives, L., Blanco, M., Cazenave, G., & Ares, G. (2017). Relleno de series de precipitación diaria para largos periodos de tiempo en zonas de llanura. Caso de estudio cuenca superior del arroyo del azul. *Geoacta (Argentina)*, 42(1), 38-60.
- Heo, J. H., Ahn, H., Shin, J. Y., Kjeldsen, T. R., & Jeong, C. (2019). Probability distributions for a quantile mapping technique for a bias correction of precipitation data: A case study to precipitation data under climate change. *Water (Switzerland)*, 11(7), 1475. Recuperado de <https://doi.org/10.3390/w11071475>
- Hobouchian, M. P., Salio, P., García-Skabar, Y., Vila, D., & Garreaud, R. (2017). Assessment of satellite precipitation estimates over the slopes of the subtropical Andes. *Atmospheric Research*, 190, 43-54.

- Recuperado de
<https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2017.02.006>
- Hong, Y., Hsu, K., Moradkhani, H., & Sorooshian, S. (2006). Uncertainty quantification of satellite precipitation estimation and Monte Carlo assessment of the error propagation into hydrologic response. *Water Resources Research*, 42(8), W08421. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1029/2005WR004398>
- Hossain, F., & Anagnostou, E. N. (2004). Assessment of current passive-microwave- and infrared-based satellite rainfall remote sensing for flood prediction. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 109, D07102. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1029/2003JD003986>
- Hossain, F., & Anagnostou, E. N. (2006). A two-dimensional satellite rainfall error model. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 44(6), 1511-1522. Recuperado de <https://doi.org/10.1109/TGRS.2005.863866>
- Huffman, G. J., Adler, R. F., Bolvin, D. T., Gu, G., Nelkin, E. J., Bowman, K. P., Hong, Y., Stocker, E. F., & Wolff, D. B. (2007). The TRMM Multisatellite Precipitation Analysis (TMPA): Quasi-global, multiyear, combined-sensor precipitation estimates at fine scales. *Journal of Hydrometeorology*, 8(1), 38-55. Recuperado de <https://doi.org/10.1175/JHM560.1>
- Huffman, G. J., Bolvin, D. T., Braithwaite, D., Hsu, K., Joyce, R., Kidd, C., Nelkin, E. J., Sorooshian, S., Tan, J., & Xie, P. (March, 2019). NASA

- Global Precipitation Measurement (GPM) Integrated Multi-satellitE Retrievals for GPM (IMERG). *Algorithm Theoretical Basis Document (ATBD) Version 06*. Clear Lake, USA: National Aeronautics and Space Administration (NASA). Recuperado de https://pmm.nasa.gov/sites/default/files/document_files/IMERG_ATBD_V06.pdf
- Huffman, G. J., Bolvin, D. T., Braithwaite, D., Hsu, K., Joyce, R., & Xie, P. (2014). NASA Global Precipitation Measurement (GPM) Integrated Multi-satellitE Retrievals for GPM (IMERG). *Algorithm Theoretical Basis Document (ATBD) Version 4.4*. Clear Lake, USA: National Aeronautics and Space Administration (NASA). Recuperado de https://pmm.nasa.gov/sites/default/files/document_files/IMERG_ATBD_%0AV4.4.pdf.
- Iida, Y., Kubota, T., Iguchi, T., & Oki, R. (2010). Evaluating sampling error in TRMM/PR rainfall products by the bootstrap method: Estimation of the sampling error and its application to a trend analysis. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 115, D22119. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1029/2010JD014257>
- Ines, A. V. M., & Hansen, J. W. (2006). Bias correction of daily GCM rainfall for crop simulation studies. *Agricultural and Forest Meteorology*, 138(1-4), 44-53. Recuperado de <https://doi.org/10.1016/j.agrformet.2006.03.009>
- Joyce, R. J., Janowiak, J. E., Arkin, P. A., & Xie, P. (2004). CMORPH: A method that produces global precipitation estimates from passive

- microwave and infrared data at high spatial and temporal resolution. *Journal of Hydrometeorology*, 5(3), 487-503. Recuperado de [https://doi.org/10.1175/1525-7541\(2004\)005<0487:CAMTPG>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1525-7541(2004)005<0487:CAMTPG>2.0.CO;2)
- Kim, J., & Ryu, J. H. (2016). A heuristic gap filling method for daily precipitation series. *Water Resources Management*, 30(7), 2275-2294. Recuperado de <https://doi.org/10.1007/s11269-016-1284-z>
- Luo, M., Liu, T., Meng, F., Duan, Y., Frankl, A., Bao, A., & De-Maeyer, P. (2018). Comparing bias correction methods used in downscaling precipitation and temperature from regional climate models: A case study from the Kaidu River Basin in Western China. *Water (Switzerland)*, 10(8), 1-21. Recuperado de <https://doi.org/10.3390/w10081046>
- Maggioni, V., & Massari, C. (2018). On the performance of satellite precipitation products in riverine flood modeling: A review. *Journal of Hydrology*, 558, 214-224. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2018.01.039>
- Magrin, G. O., Travasso, M. I., López, G. M., Rodriguez, G. R., & Lloveras, A. R. (2007). Vulnerabilidad de la producción agrícola en la región pampeana argentina. In: *Componente B3 de la 2da Comunicación Nacional de Cambio Climático*. Recuperado de http://climayagua.inta.gob.ar/sites/default/files/cambiocli/Vulnerabilidad_Produccion_Agricola_Region_Pampeana.pdf

- Melo, D. de C. D., Xavier, A. C., Bianchi, T., Oliveira, P. T. S., Scanlon, B. R., Lucas, M. C., & Wendland, E. (2015). Performance evaluation of rainfall estimates by TRMM Multi-satellite Precipitation Analysis 3B42V6 and V7 over Brazil. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 120(18), 9426-9436. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/2015JD023797>
- Nascimento, J. G., Althoff, D., Bazame, H. C., Neale, C. M. U., Duarte, S. N., Ruhoff, A. L., & Gonçalves, I. Z. (2021). Evaluating the latest imerg products in a subtropical climate: The case of paran  state, brazil. *Remote Sensing*, 13(5), 1-20. Recuperado de <https://doi.org/10.3390/rs13050906>
- Oreggioni-Weiberlen, F., & B ez-Ben tez, J. (2018). Assessment of satellite-based precipitation estimates over Paraguay. *Acta Geophysica*, 66(3), 369-379. Recuperado de <https://doi.org/10.1007/s11600-018-0146-x>
- Palharini, R. S., Vila, D. A., Rodrigues, D. T., Quispe, D. P., Palharini, R. C., de Siqueira, R. A., & de Sousa Afonso, J. M. (2020). Assessment of the extreme precipitation by satellite estimates over South America. *Remote Sensing*, 12(13), 2085. Recuperado de <https://doi.org/10.3390/rs12132085>
- Palomino- ngel, S., Anaya-Acevedo, J. A., & Botero, B. A. (2019). Evaluation of 3B42V7 and IMERG daily-precipitation products for a very high-precipitation region in northwestern South America.

- Atmospheric Research*, 217, 37-48. Recuperado de <https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2018.10.012>
- Salio, P., Hobouchian, M. P., García-Skabar, Y., & Vila, D. (2015). Evaluation of high-resolution satellite precipitation estimates over southern South America using a dense rain gauge network. *Atmospheric Research*, 163, 146-161. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2014.11.017>
- Tan, M. L., & Duan, Z. (2017). Assessment of GPM and TRMM Precipitation Products over Singapore. *Remote Sensing*, 9(7), 720. Recuperado de <https://doi.org/10.3390/rs9070720>
- Tan, M. L., & Santo, H. (2018). Comparison of GPM IMERG, TMPA 3B42 and PERSIANN-CDR satellite precipitation products over Malaysia. *Atmospheric Research*, 202, 63-76. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2017.11.006>
- Tang, L., & Hossain, F. (2009). Transfer of satellite rainfall error from gaged to ungaged locations: How realistic will it be for the Global Precipitation Mission? *Geophysical Research Letters*, 36(10), L10405. Recuperado de <https://doi.org/https://doi.org/10.1029/2009GL037965>
- Tang, L., Hossain, F., & Huffman, G. J. (2010). Transfer of satellite rainfall uncertainty from gauged to ungauged regions at regional and seasonal time scales. *Journal of Hydrometeorology*, 11(6), 1263-1274. Recuperado de <https://doi.org/10.1175/2010JHM1296.1>

- Thiemeßl, M. J., Gobiet, A., & Heinrich, G. (2012). Empirical-statistical downscaling and error correction of regional climate models and its impact on the climate change signal. *Climatic Change*, 112(2), 449-468. Recuperado de <https://doi.org/10.1007/s10584-011-0224-4>
- Villarini, G., Mandapaka, P. V., Krajewski, W. F., & Moore, R. J. (2008). Rainfall and sampling uncertainties: A rain gauge perspective. *Journal of Geophysical Research Atmospheres*, 113(11), D11102. Recuperado de <https://doi.org/10.1029/2007JD009214>
- Yilmaz, K. K., Hogue, T. S., Hsu, K., Sorooshian, S., Gupta, H. V., & Wagener, T. (2005). Intercomparison of rain gauge, radar, and satellite-based precipitation estimates with emphasis on hydrologic forecasting. *Journal of Hydrometeorology*, 6(4), 497-517. Recuperado de <https://doi.org/10.1175/JHM431.1>
- Zambrano-Bigiarini, M., Nauditt, A., Birkel, C., Verbist, K., & Ribbe, L. (2017). Temporal and spatial evaluation of satellite-based rainfall estimates across the complex topographical and climatic gradients of Chile. *Hydrology and Earth System Sciences*, 21(2), 1295-1320. Recuperado de <https://doi.org/10.5194/hess-21-1295-2017>

DOI: 10.24850/j-tyca-14-02-05

Articles

Hydrological modeling based on the KNN algorithm: An application for the forecast of daily flows of the Ramis river, Peru

Modelado hidrológico basado en el algoritmo KNN: una aplicación para el pronóstico de caudales diarios del río Ramis, Perú

Efrain Lujano¹, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6543-8324>

Rene Lujano², ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4103-9724>

Juan Carlos Huamani³, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7734-945X>

Apolinario Lujano⁴, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9386-1613>

¹Escuela Profesional de Ingeniería Agrícola, Universidad Nacional del Altiplano, Puno, Peru / Escuela Profesional de Ingeniería Ambiental, Universidad Peruana Unión, Juliaca, Peru, elujano28@gmail.com

²Ingeniería de Sistemas, Universidad Nacional del Altiplano, Puno, Peru, rlujano13l@gmail.com

³Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología (SENAMHI), Lima, Peru, jchc.imf2014@gmail.com

⁴Autoridad Nacional del Agua (ANA), Lima, Peru, apolex23@gmail.com



Corresponding author: Efrain Lujano, elujano28@gmail.com

Abstract

The forecast of river stream flows is of significant importance for the development of early warning systems. Artificial intelligence algorithms have proven to be an effective tool in hydrological modeling data-driven, since they allow establishing relationships between input and output data of a watershed and thus make decisions data-driven. This article investigates the applicability of the k-nearest neighbor (KNN) algorithm for forecasting the mean daily flows of the Ramis river, at the Ramis hydrometric station. As input to the KNN machine learning algorithm, we used a data set of mean basin precipitation and mean daily flow from hydrometeorological stations with various lags. The performance of the KNN algorithm was quantitatively evaluated with hydrological ability metrics such as mean absolute percentage error (MAPE), anomaly correlation coefficient (ACC), Nash-Sutcliffe efficiency (NSE), Kling-Gupta efficiency (KGE') and the spectral angle (SA). The results for forecasting the flows of the Ramis river with the k-nearest neighbor machine learning algorithm reached high levels of reliability with flow lags of one and two days and precipitation with three days. The algorithm used is simple but robust to make short-term flow forecasts and can be integrated as an alternative to strengthen the daily hydrological forecast of the Ramis river.

Keywords: Artificial intelligence, hydrological data-driven modelling, machine learning, Ramis river, K-Nearest Neighbor.

Resumen

El pronóstico de caudales de un río es de gran importancia para el desarrollo de sistemas de alerta temprana. Los algoritmos de inteligencia artificial han demostrado ser una herramienta eficaz en la modelación hidrológica basado en datos, pues permiten establecer relaciones entre los datos de entrada y salida de una cuenca hidrográfica, y de esta manera tomar decisiones basado en datos. Este artículo investiga la aplicabilidad del algoritmo k vecino más cercano (KNN) para el pronóstico de caudales medios diarios del río Ramis en la estación hidrométrica Ramis. Como insumo de entrada al algoritmo de aprendizaje automático KNN utilizamos un conjunto de datos de precipitación media de la cuenca y caudal medio diario de estaciones hidrometeorológicas con varios rezagos. El rendimiento del algoritmo KNN se evaluó cuantitativamente con métricas de habilidad hidrológica, como el error porcentual absoluto medio (MAPE), anomalía del coeficiente de correlación (ACC), eficiencia de Nash-Sutcliffe (NSE), eficiencia de Kling-Gupta (KGE') y ángulo espectral (SA). Los resultados para realizar pronóstico de caudales del río Ramis con el algoritmo de aprendizaje automático KNN alcanzaron altos niveles de confiabilidad, sobre todo con rezagos de caudales de uno y dos días, y precipitación con tres días. El algoritmo utilizado es simple, pero robusto para efectuar pronósticos de caudales a corto plazo, y puede ser integrado

como una alternativa para el fortalecimiento del pronóstico hidrológico diario del río Ramis.

Palabras clave: inteligencia artificial, modelado hidrológico basado en datos, aprendizaje automático, río Ramis, k-vecino más cercano.

Received: 30/11/2020

Accepted: 29/09/2021

Introduction

Floods induced by excessive rainfall and overflowing rivers, are common natural hazards in the regions of Peru. The frequencies with which they occur in flood periods, causes significant losses and damage to property. This phenomenon is likely to become more prevalent with climate change, and accurate and reliable forecasts of river flows would help minimize the damage associated with flooding. Accurate short-term forecasts (hourly and daily) are important for predicting floods and developing early warning systems (Mundher, Ahmed, & Abdulmohsin, 2015). An accurate stream flow forecasting is critical to optimal flood control (Solomatine & Xue, 2004).

The use of process-based models has become essential tools to study the response of hydrological regimes (Madsen, 2000; Mendez & Calvo-Valverde, 2016), but a sufficiently representative and precise implementation can lead to invest a lot of time and cost, in addition to calibrating a large number of parameters. Since the 1930s, numerous rainfall-runoff models have been developed and the entire physical process of the hydrological cycle were formulated mathematically in conceptual models that compose a large number of parameters (Tokar & Johnson, 1999). In a data-driven hydrological modeling context, “All models are wrong and some are useful”, this quote is significant due to the presence of different unresolved queries and deliberate assumptions (Remesan & Mathew, 2015).

Data-driven models, especially machine learning (ML) techniques, do not require complex physical equations and assumed parameters that process-based models require. Due to the simplicity in their implementation of ML algorithms and more accurate prediction, it has been widely applied in hydrological modeling/forecasting (Mundher *et al.*, 2016; Remesan & Mathew, 2015; Solomatine & Xue, 2004), achieving good performances even with small data sets (Veintimilla-Reyes, Cisneros, & Vanegas, 2016). Data-driven models or ML models are capable of forecasting rainfall-runoff, even for a fairly complex system (Solomatine & Xue, 2004).

ML is considered a subfield of artificial intelligence (AI) and is divided into three main classes, supervised learning, unsupervised

learning, and reinforcement learning (Igual & Seguí, 2017). A review of AI techniques, specifically ML supervised algorithms, have successfully demonstrated their applicability in urban flow prediction (Xie *et al.*, 2020), flood prediction (Mosavi, Ozturk, & Chau, 2018; Solomatine & Xue, 2004), forecast of daily flows (Mundher *et al.*, 2015), modeling and forecast of mean monthly flows (Laqui, 2010; Lujano, Lujano, Quispe, & Lujano, 2014; Mundher *et al.*, 2016), in the same way, they have also been applied in the wind energy forecast based on daily wind speed data (Demolli, Dokuz, Ecemis, & Gokcek, 2019), estimation of evapotranspiration (Granata, 2019; Xu *et al.*, 2018), hydro-climatological predictions (Thakur, Kalra, Ahmad, & Lamb, 2020), landslide modeling (Liu *et al.*, 2021), reference evapotranspiration estimation (Alipour, Yarahmadi, & Mahdavi, 2014; Antonopoulos & Antonopoulos, 2017; Mehdizadeh, 2018), in flood risk assessment modeling (Wang *et al.*, 2015), as well as to model susceptibility to rain-induced landslides (Dou *et al.*, 2019), rainfall-runoff modeling (Tokar & Johnson, 1999), configuration of rating curve relationships (Jain & Chalisgaonkar, 2000).

In reference to KNN, applied to water resources variables, we found investigations applied to the precipitation forecast (Huang, Lin, Huang, & Xing, 2017), multi-model ensemble predictions of precipitation and temperature (Ahmed *et al.*, 2020), for real-time flood forecasting (Liu *et al.*, 2020), with weather generating model (Sharif & Burn, 2007), as well as for wind energy prediction (Yesilbudak, Sagiroglu, & Colak, 2017) and data completion (Kowarik & Templ, 2016).

Since ML algorithms are a promising approach, this paper aimed to evaluate the k-nearest neighbor machine learning algorithms for forecasting the stream flows of the Ramis river, based on known data from the hydrological system (stream flows and precipitation), in order to contribute to the development of early warning systems and strengthening of the hydrological forecast.

Materials and methods

Study area

The area in which this study was carried out is the Ramis river basin (14 769.62 km²), which extends from the Ramis hydrometric station to the eastern mountain range in the department of Puno, Peru (Figure 1) and is the hydrographic unit with the highest contribution of flows to the highest navigable lake in the world (Titicaca). The altitude of the basin is between 3 812 and 5 749 meters above sea level, with an average slope of 22 % and a length of the main river of approximately 321 km.

According to the climatic classification of Peru (SENAMHI, 2020), the basin under study has a predominantly rainy type of climate, with dry autumn and winter. The multi-year average precipitation of the basin is 700.1 mm (Fernández, 2017), with higher accumulated precipitation in summer (December-February), with a dry autumn and winter that make the difference to the dry season. The type of land cover, according to the annual classification of the international geosphere-biosphere program (IGBP) available in google earth engine (GEE), image collection ID MODIS/006/MCD12Q1 (Friedl & Sulla-Menashe, 2015), has 0.01 % tree cover, 96.86 % grasslands dominated by herbaceous plants (< 2 m), 0.03 % permanent wetlands, 1.68 % farmland, 0.13 % urban and urbanized lands, 0.01 % permanent snow and ice, 1.25 % areas arid and 0.02 % of water bodies.

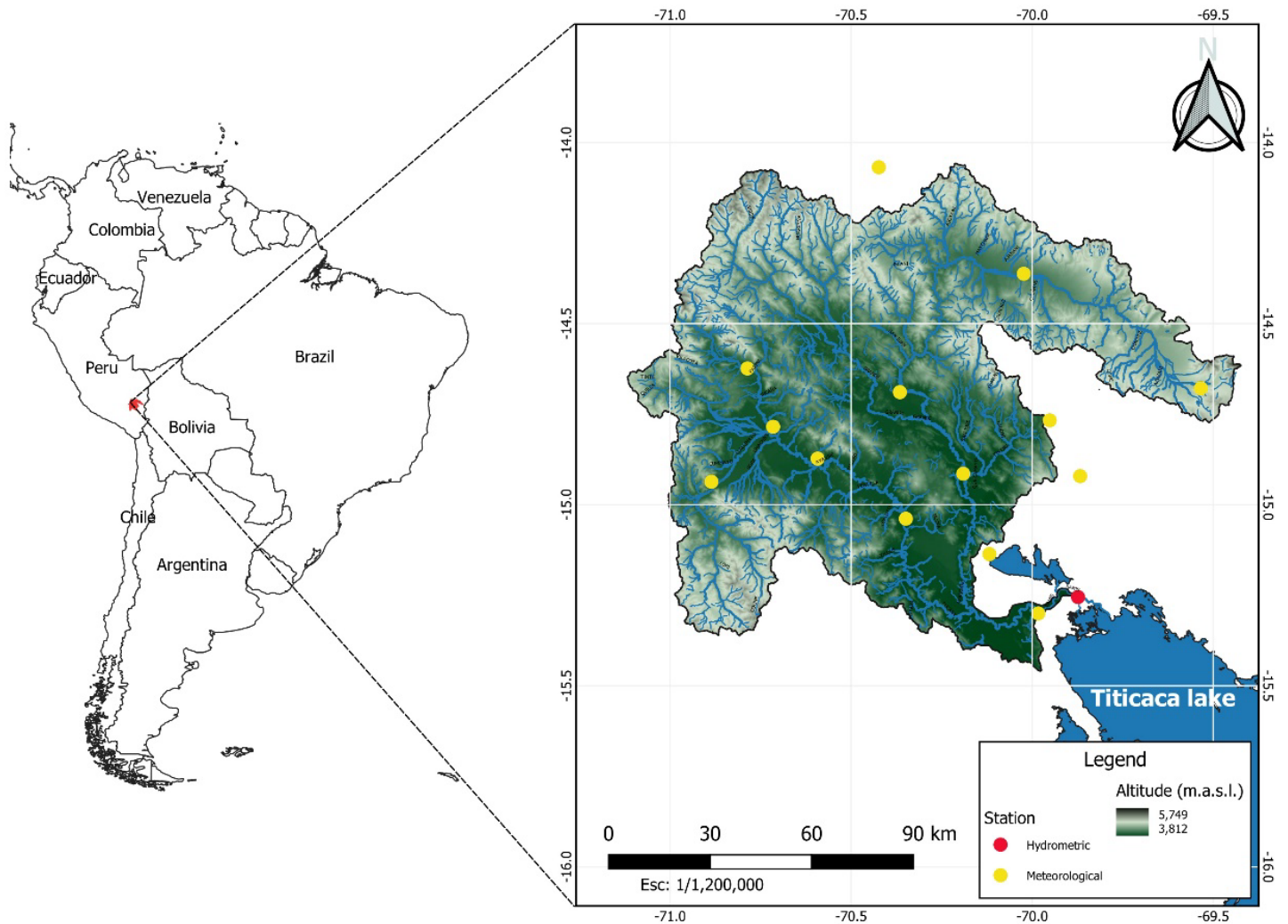


Figure 1. Location of the study area.

The daily time series of total precipitation in millimeters (mm) and mean flows in cubic meters per second (m^3/s) were obtained from the

National Meteorology and Hydrology Service of Peru (SENAMHI) and the period of time used extends from September 1, 2005, to August 31, 2016. Figure 1 shows the location of the study area and the spatial distribution of 14 meteorological stations and one hydrometric station.

K-nearest neighbor (KNN)

The KNN algorithm is one of the simplest algorithms in the ML field, the idea is to memorize the training data set, and then make predictions of any new data taking as reference the data of its closest neighbors in the training set (Shalev-Shwartz, Science, Ben-David, & Science, 2013). Furthermore, KNN is a non-parametric method that can be used as a classifier (Gupta & Mittal, 2018) and a regressor (Hossny, Magdi, Soliman, & Hossny, 2020). The algorithm does not assume any type of equation or functional relationship between the input and the output (Joshi, 2020):

$$\hat{y} = \frac{\left(\sum_{i=1}^k y_i\right)}{k} \quad (1)$$

where $\hat{y}$ is the output value, y_i the i th nearest neighbor and k is the number of nearest neighbors.

Development the hydrological data-driven modeling

A previous and significant step in ML algorithms is the selection of the most important characteristics (variables) in order to obtain a more effective predictive model and avoid characteristics that do not contribute to the training of the model, and in this way reduce the time of training, reduce the complexity of the model, and reduce overfitting. Excessive use a large number of features in the model input leads to a perfect fit and causes the model to memorize the training data set and therefore lose generalization and obtains poor results in the validation stage (Remesan & Mathew, 2015).

There are several ways to measure the importance of characteristics (Pedregosa, Weiss, & Brucher, 2011; Remesan & Mathew, 2015), but we focus on the Pearson correlation coefficient (Tokar & Johnson, 1999) and the algorithm of importance of the permutation characteristic (Pedregosa *et al.*, 2011).

The best way to incorporate input characteristics in a data-driven model is to take into account the lags of the data series (Mundher *et al.*, 2016; Solomatine & Xue, 2004; Tokar & Johnson, 1999), it is like this, that the procedure is based on developing hydrological forecasting models

that will use memory, that is, using retrospective flow and precipitation values to forecast the Q_t flow of the Ramis river.

So, in the first instance, the inputs have been selected based on a cross-correlation analysis between the input data set (precipitation and flow) with various lags and the output flows Q_t (Remesan & Mathew, 2015; Solomatine & Xue, 2004; Tokar & Johnson, 1999). Although the Pearson correlation technique is a suitable technique in linear systems, and the flow precipitation process is non-linear (Remesan & Mathew, 2015), its use is common and popular to select the appropriate inputs (Huang & Foo, 2002), since its foundation is to determine the strength of the relationship between the input time series and the output time series with various lags (Haugh & Box, 1977).

Consequently, to infer which characteristics have the greatest impact on flow forecasting, we use the permutation importance algorithm, implemented with the KNN predictive model with possible predictors and the predicted characteristic. The permutation importance algorithm is especially useful for nonlinear estimators and can be calculated in the training set or in the extended test or validation set when the data is tabular and a model score drop is indicative of how much the model depends on the characteristic (Pedregosa *et al.*, 2011).

The importance i_j is calculated with:

$$i_j = s - \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K s_{k,j} \quad (2)$$

The permutation importance algorithm requires as input the adjusted predictive model, data set (training or validation). The reference score s of the fitted model is calculated with the data set (to verify the performance of the model, use precision in a classifier or R^2 for a regressor). For each characteristic j (column of the data set), for each repetition k in $1, \dots, K$ randomly shuffle column j of the data set to generate a new version of the data set and calculate the $s_{k,j}$ score of the model fitted with the new version of the data set and keep K cases.

Hydrological data driven modelling

The training data must be large enough to contain the characteristics of the basin, on the contrary, an insufficient data set would not allow the model to generalize the patterns in physical phenomena (Tokar & Johnson, 1999).

The flow precipitation process was modeled using the KNN algorithm representing the current flow of the river Q_t , depending on the most important characteristics. The selection of the training data set (calibration) was considered 70 % (2808) of the total data (4012), while the remaining 30 % (1204) was considered for the test stage (validation). Rusli, Yudianto and Liu (2015) indicated that the calibration stage is

carried out to understand the correlation that exists between the model parameters and the hydrological response of the basin and also to achieve the best agreement between the observed and simulated flows. To obtain the best hydrological forecast model (Equation (1)), the configurations with the most important characteristics (use of different lags / variables to model Q_t) determined by means of the correlation matrix and the permutation importance algorithm were trained and tested.

Goodness of fit metrics

The effectiveness of the models was evaluated using five different goodness of fit metrics (Table 1), mean absolute percentage error (MAPE), anomaly correlation coefficient (ACC), Nash-Sutcliffe efficiency (NSE), the efficiency of KGE' (Kling, Fuchs, & Paulin, 2012) and spectral angle (SA).

Table 1. Goodness of fit metrics

Metrics	Ecuation ¹	Optimal value
Mean absolute percentage error (MAPE)	$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{i=0}^n \left \frac{S_i - O_i}{O_i} \right $	0
Anomaly correlation coefficient (ACC)	$ACC = \frac{1}{n} \frac{(\sum_{i=1}^n (S_i - \bar{S}) (O_i - \bar{O}))}{\sigma_o \sigma_s}$	± 1
Nash-Sutcliffe Efficiency (NSE)	$NSE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (S_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^n (S_i - \bar{O})^2}$	1
Kling-Gupta efficiency (KGE')	$KGE' = \sqrt{(r - 1)^2 + (\beta - 1)^2 + (\gamma - 1)^2}$ $\beta = \frac{\mu_s}{\mu_o}; \gamma = \frac{CV_s}{CV_o} = \frac{\sigma_s / \mu_s}{\sigma_o / \mu_o}$	1
Spectral angle (SA)	$SA = \arccos \left(\frac{\langle S, O \rangle}{\ S\ _2 \ O\ _2} \right)$	0

¹Variables: S is the simulated value; $\bar{S}$ is the mean of the simulated values; O is the observed value; $\bar{O}$ is the mean of the observed value; σ is the standard deviation in m^3/s ; r is the correlation coefficient between the simulated and observed value (dimensionless); β is the bias ratio (dimensionless); γ is the variability ratio (dimensionless); μ is the mean value in m^3/s ; CV is the coefficient of variation (dimensionless), and the subscripts s and o represent observed and simulated values respectively.

MAPE calculates the mean absolute percentage error, and its range is $0 \% \leq \text{MAPE} \leq \text{inf}$, where 0 % indicates a lower percentage error and on the contrary indicates a higher percentage error in the data. Also, ACC is a common measure in the verification of spatial fields and measures the correlation between the variation pattern of the simulated values compared to those observed, the range varies $-1 \leq \text{ACC} \leq 1$, where -1 indicates a negative correlation, 0 indicates complete randomness, while 1 indicates a perfect correlation of the pattern of variation of the anomalies. NSE is a metric that uses the mean value as a benchmark and the range can vary from $-\text{inf} < \text{NSE} < 1$, as the value approaches unity the better. On the other hand, KGE' (Kling *et al.*, 2012) is the modified version of KGE (Gupta, Kling, Yilmaz, & Martinez, 2009) proposed to avoid cross-correlation between biases and variability relationships, the range can vary $-\text{inf} < \text{KGE}' < 1$, values close to unity do not indicate bias. SA is an attractive measure to be used in the coincidence of spectra, it measures the angle between the two vectors in hyperspace and indicates how well the shape of the simulated and the observed series matches (not the magnitude), its range $-\pi/2 \leq \text{SA} < \pi/2$ ($\pi = \text{pi}$), where values close to zero are better.

For this process, we use the Python Jupyter Notebook IDE and the hydrostats package that contains the metrics to characterize the errors between the simulated and observed time series (Roberts, Williams, Jackson, Nelson, & Ames, 2018).

Results and discussion

We find that the most important characteristic for the forecast of the stream flow Q_t , is the stream flow with a lag Q_{t-1} with a correlation coefficient equal to 0.99. As we widen the lag in Q_{t-2} , Q_{t-3} , Q_{t-4} , Q_{t-5} and Q_{t-6} , the correlation coefficient decreases to 0.96, 0.94, 0.91, 0.90 and 0.88 respectively (Figure 2). If we analyze the relationship between precipitation and flow, the flow series Q_t and the precipitation series with lag P_{t-4} , have a higher correlation ($r = 0.54$), with respect to P_{t-1} , P_{t-2} , P_{t-3} , P_{t-5} and P_{t-6} with correlation coefficients of 0.39, 0.45, 0.51, 0.53 and 0.52, respectively. If a Q_t forecast model were developed based on Q_{t-2} , Q_{t-3} , Q_{t-4} , Q_{t-5} and Q_{t-6} considering that they have higher values correlation, we would obtain a complex model in which characteristics that do not contribute to the training of the model would be included.

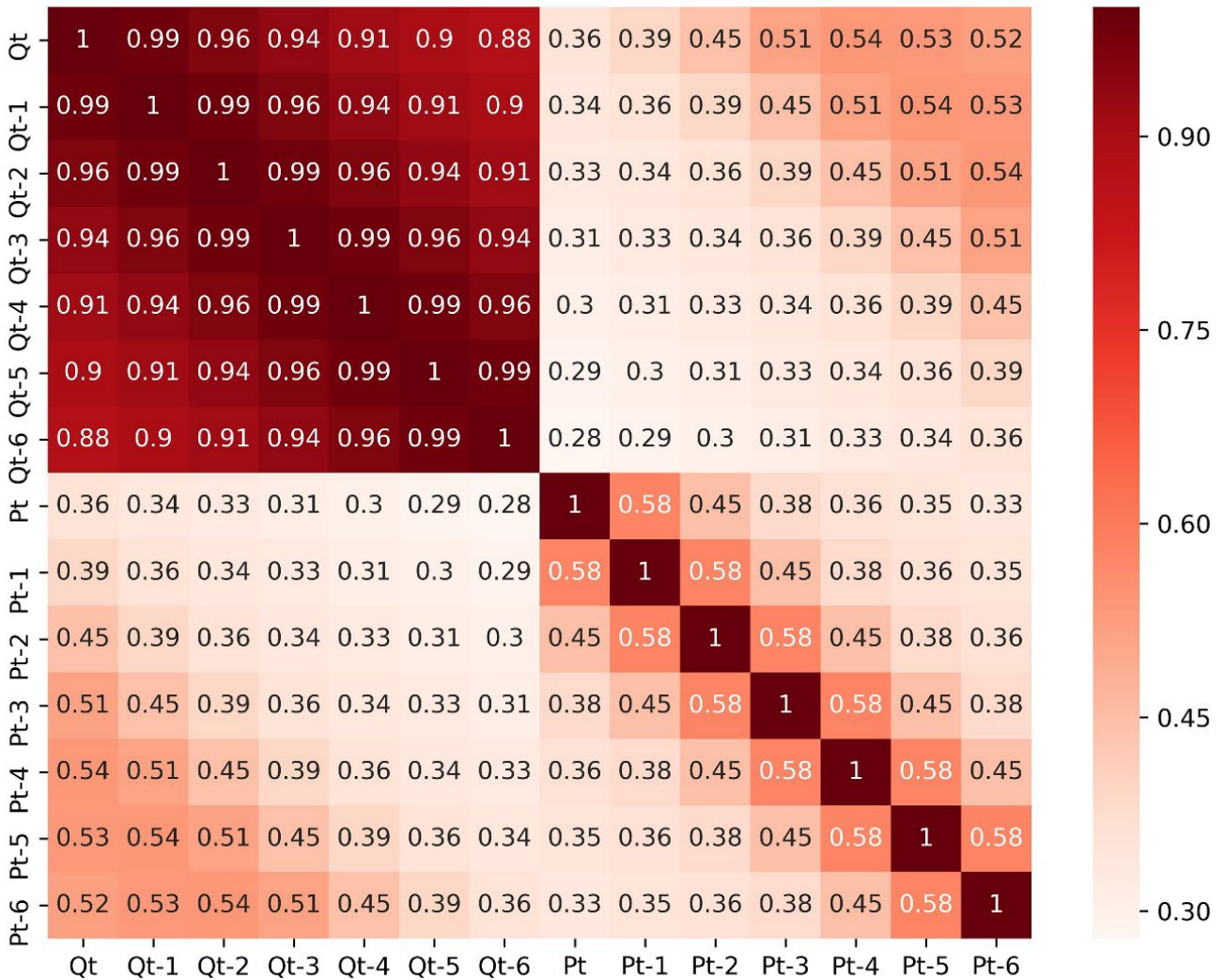


Figure 2. Cross-correlations of Q_t with precipitation and flow lags

Then, for a definitive selection of the important characteristics for the model, the correlation analysis has been complemented by applying the algorithm of importance of the permutation characteristic (Figure 3)

and it is confirmed that the flow with lag Q_{t-1} has a higher score (0.779) and is the most relevant characteristic to forecast Q_t , followed by Q_{t-2} (0.163) and the characteristics with less importance Q_{t-3} (0.046), Q_{t-4} (0.039), Q_{t-5} (0.033) and Q_{t-6} (0.037). Likewise, for precipitation with lag P_{t-3} , had a higher score (0.001) with respect to P_t , P_{t-1} , P_{t-2} , P_{t-4} , P_{t-5} and P_{t-6} with the lowest importance score (< 0.001).

Therefore, the model for the flow forecast was defined by a combination with the most important characteristics of precipitation and flow according to the results of the algorithm of importance of the permutation characteristic: 1) $Q_t = f(Q_{t-1})$, 2) $Q_t: f(Q_{t-1}, Q_{t-2})$, 3) $Q_t: f(Q_{t-1}, P_{t-3})$ and 4) $Q_t: f(Q_{t-1}, Q_{t-2}, P_{t-3})$, where Q_t is the flow to forecast, Q_{t-1} and Q_{t-2} are the flows lagged by 1 and 2 days, while P_{t-3} is the mean precipitation of the basin with a lag of 3 days. Although P_{t-3} is a less important characteristic with respect to Q_{t-1} and Q_{t-2} , we consider the model as an input variable, since Pedregosa *et al.* (2011) indicate that the characteristics that are considered of low importance could be very important for a good model and could increase the performance of the model.

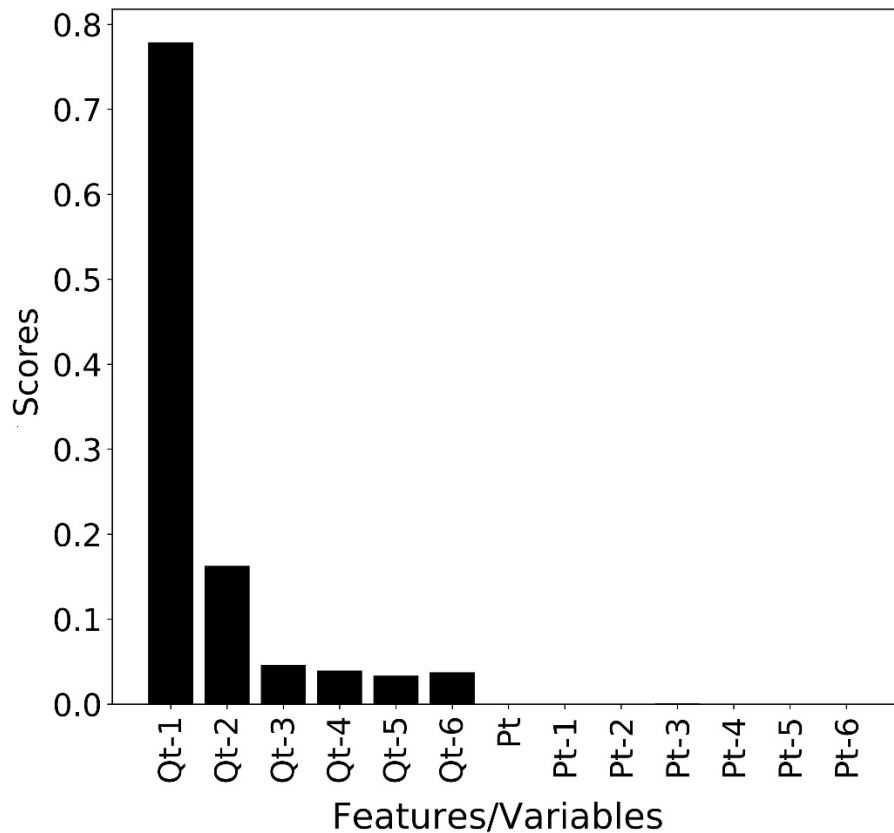


Figure 3. Importance scores of the permutation characteristic.

The results of the goodness of fit metrics for the KNN model, show the effectiveness for forecasting the flows of the Ramis river at the Ramis hydrometric station (Table 2). The predictive capacities lead to very high values of NSE (NSE = 0.96) in the validation stage, in particular $Q_t: f(Q_{t-1}, P_{t-3})$ is characterized by high values of ACC = 0.989, NSE = 0.979, KGE' = 0.988, lower error values (MAPE = 6.070 %) and a better match in the shape of the simulated and observed series (SA = 0.113).

$Q_t: f(Q_{t-1})$ is the least effective model showing values of ACC = 0.98, NSE = 0.965, KGE' = 0.982, error values (MAPE = 7.403 %) and a lower coincidence in the form of the simulated and observed series (SA = 0.145). Also $Q_t: f(Q_{t-1}, Q_{t-2}, P_{t-3})$ shows better performance than $Q_t: f(Q_{t-1}, Q_{t-2})$ and $Q_t: f(Q_{t-1})$, characterized by an MAPE = 6.230 %, ACC = 0.987, NSE = 0.975, KGE = 0.988 and SA = 0.122. For its part, $Q_t: f(Q_{t-1}, Q_{t-2})$, is identified by presenting better performance with respect to $Q_t: f(Q_{t-1})$, with values of ACC = 0.985, NSE = 0.972, KGE' = 0.985, error values (MAPE = 6.546 %) and a similar coincidence in the shape of the simulated and observed series (SA = 0.129). It should be noted that with a flow lagged by one day and precipitation lagged three days, the flow forecast model show a better performance compared to the models. This addition of P_{t-3} to the model is corroborated by Pedregosa *et al.* (2011) that although it is a characteristic that is considered of low importance, it produces better results and increases the performance of the model.

Table 2. Performance results of the KNN algorithm-validation stage.

Model	MAPE (%)	ACC	NSE	KGE'	SA
$Q_t: f(Q_{t-1})$	7.403	0.982	0.965	0.982	0.145
$Q_t: f(Q_{t-1}, Q_{t-2})$	6.546	0.985	0.972	0.985	0.129
$Q_t: f(Q_{t-1}, P_{t-3})$	6.070	0.989	0.979	0.988	0.113
$Q_t: f(Q_{t-1}, Q_{t-2}, P_{t-3})$	6.230	0.987	0.975	0.988	0.122

To continue with a further evaluation of the flow forecasting models, we present a series of scatter diagrams (Figure 4), in which an almost perfect fit between the observed and predicted values with the 45° line, especially for $Q_t: f(Q_{t-1}, P_{t-3})$ (Figure 4c), followed by the other models (Figure 4a, 4b and 4d). We can deduce that the data set chosen to train the KNN model, have the same statistical properties and therefore the estimated parameters do not significantly affect the forecast of Q_t in the validation period, thus, the MAPE values, ACC, NSE, KGE' and SA are similar in the training and validation period. A significant difference in the evaluation criteria of the goodness of fit in the training and validation set could correspond if the model is trained using a set of data that deviates greatly from the mean situation and significantly affects the forecast in the period of test (Antonopoulos & Antonopoulos, 2017). A set of training, validation, and test data with the same statistical properties, helps to develop the best possible model (Maier, Jain, Dandy, & Sudheer, 2010).

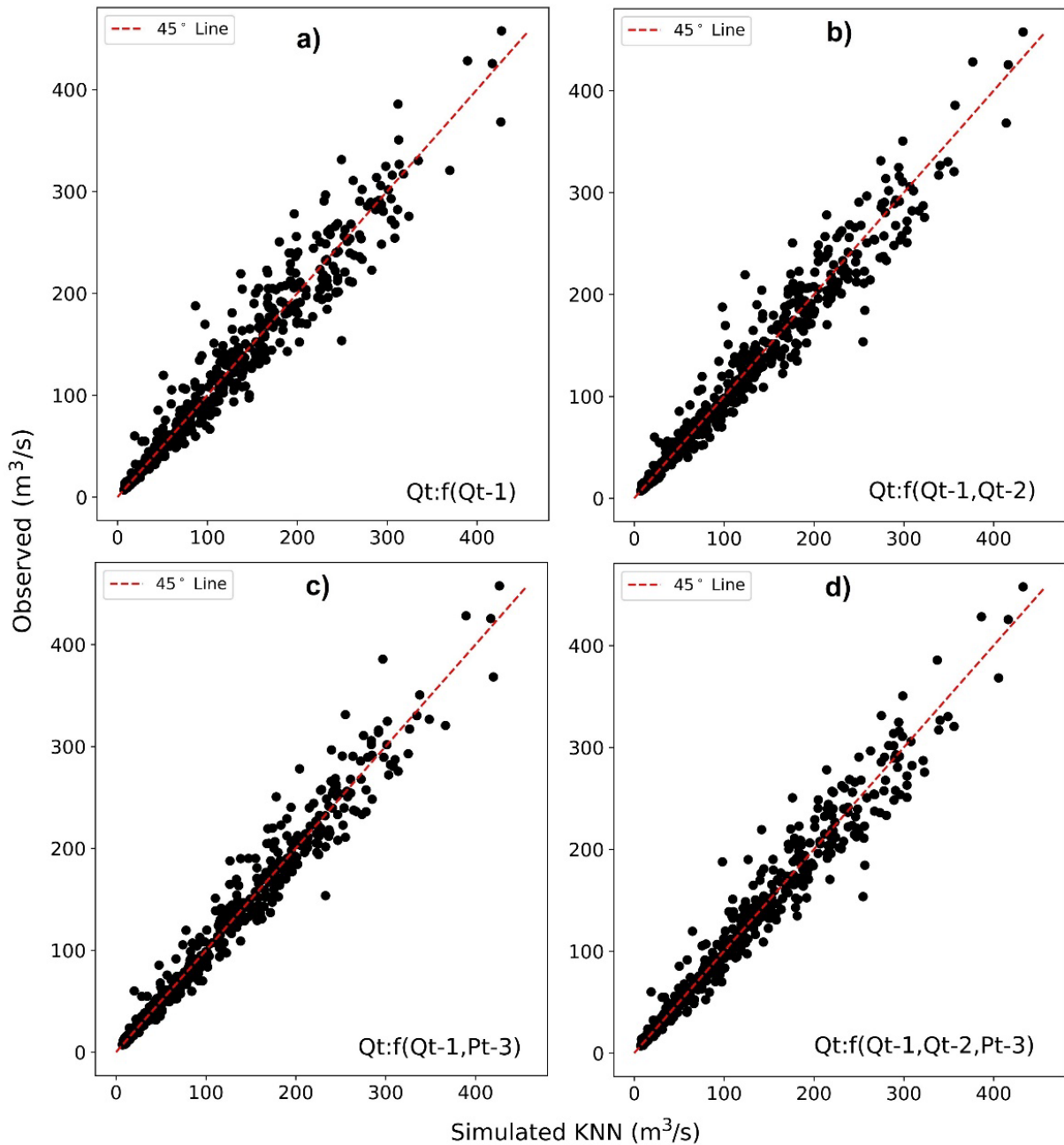


Figure 4. Scatter plot of simulated and observed flows.

Figure 5 illustrates the observed and simulated flow pattern with the KNN algorithm within the validation period. As observed, the data-driven forecast with KNN were able to closely match the actual values. The KNN algorithm is an effective tool for forecasting the daily flows of the Ramis river and has the advantage of directly providing Q_t based on past data, thus reducing investment in time and cost, which are required to implement hydrological models based on physically/conceptual hydrological processes.

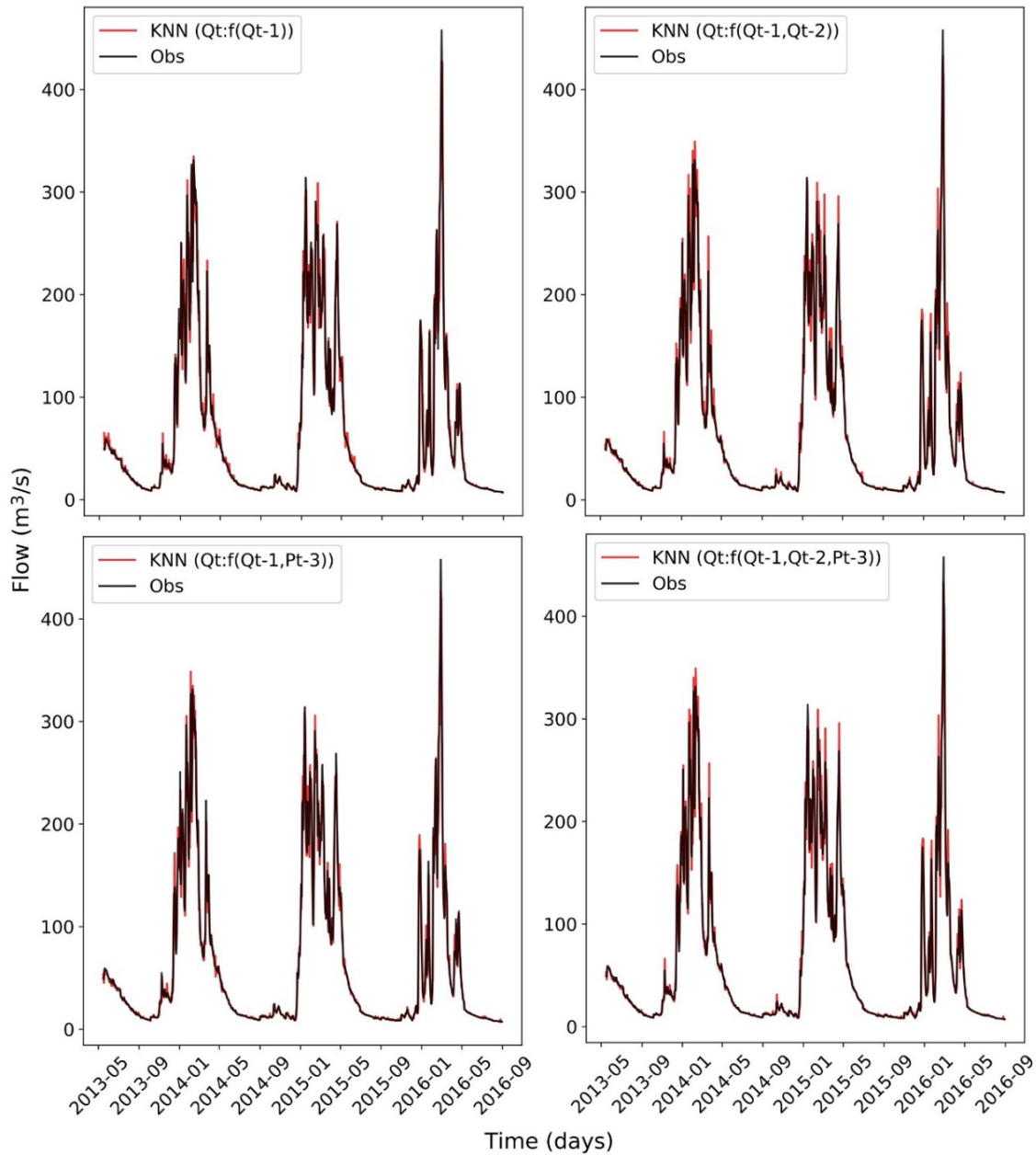


Figure 5. Hydrograph of time series observed and simulated with KNN algorithms-validation stage.

Conclusions

This study focused on hydrological modeling through the use of the KNN algorithm, exploring its applicability for forecasting mean daily flows of the Ramis river. The most important characteristics were selected in the first instance using Pearson correlation coefficient and supplemented by the importance of permutation characteristic algorithm. We found that Q_{t-1} is the most relevant characteristic for the Q_t flow forecast of the Ramis river at the Ramis hydrometric station, however, when we consider Q_{t-1} and P_{t-3} as input the model, the precision of KNN increases.

The research shows that the KNN algorithm would be a suitable approach for flow forecasting and can be integrated as an alternative for the strengthening of the daily hydrological forecast and implementation of an early warning system.

Acknowledgments

The authors wish to thank to Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología del Perú (SENAMHI) for providing the climate information used in this research.

References

- Ahmed, K., Sachindra, D. A., Shahid, S., Iqbal, Z., Nawaz, N., & Khan, N. (2020). Multi-model ensemble predictions of precipitation and temperature using machine learning algorithms. *Atmospheric Research*, 236, 104806. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2019.104806>
- Alipour, A., Yarahmadi, J., & Mahdavi, M. (2014). Comparative study of M5 model tree and artificial neural network in estimating reference evapotranspiration using MODIS products. *Journal of Climatology*, 2014. Recovered from <https://doi.org/10.1155/2014/839205>
- Antonopoulos, V. Z., & Antonopoulos, A. V. (2017). Daily reference evapotranspiration estimates by artificial neural networks technique and empirical equations using limited input climate variables. *Computers and Electronics in Agriculture*, 132, 86-96. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.compag.2016.11.011>

- Demolli, H., Dokuz, A. S., Ecemis, A., & Gokcek, M. (2019). Wind power forecasting based on daily wind speed data using machine learning algorithms. *Energy Conversion and Management*, 198(July), 111823. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.enconman.2019.111823>
- Dou, J., Yunus, A. P., Tien, D., Merghadi, A., Sahana, M., Zhu, Z., Chen, C. W., Khosravi, K., Yang, Y., & Thai, B. (2019). Science of the total environment assessment of advanced random forest and decision tree algorithms for modeling rainfall-induced landslide susceptibility in the Izu-Oshima volcanic island, Japan. *Science of the Total Environment*, 662, 332-346. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.01.221>
- Fernández, C. (2017). *Modelamiento hidrológico de la región hidrográfica del Titicaca*. Lima, Perú: Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología del Perú (SENAMHI), Dirección de Hidrología.
- Friedl, M., & Sulla-Menashe, D. (2015). *MCD12Q1 MODIS/Terra+Aqua Land Cover Type Yearly L3 Global 500m SIN Grid V006* [Data set]. NASA EOSDIS Land Processes DAAC. Recovered from <https://ladsweb.modaps.eosdis.nasa.gov/missions-and-measurements/products/MCD12Q1/>
- Granata, F. (2019). Evapotranspiration evaluation models based on machine learning algorithms—A comparative study. *Agricultural Water Management*, 217, 303-315. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.agwat.2019.03.015>

- Gupta, H. V., Kling, H., Yilmaz, K. K., & Martinez, G. F. (2009). Decomposition of the mean squared error and NSE performance criteria: implications for improving hydrological modelling. *Journal of Hydrology*, 377, 80-91.
- Gupta, V., & Mittal, M. (2018). KNN and PCA classifier with autoregressive modelling during different ECG signal interpretation. *Procedia Computer Science*, 125, 18-24. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.procs.2017.12.005>
- Haugh, L. D., & Box, G. E. P. (1977) Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series. *Journal of the American Statistical Association*, 72(397), 121-130.
- Hossny, K., Magdi, S., Soliman, A. Y., & Hossny, A. H. (2020). Detecting explosives by PGNAA using KNN Regressors and decision tree classifier: A proof of concept. *Progress in Nuclear Energy*, 124, 103332. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.pnucene.2020.103332>
- Huang, M., Lin, R., Huang, S., & Xing, T. (2017). A novel approach for precipitation forecast via improved K-nearest neighbor algorithm. *Advanced Engineering Informatics*, 33, 89-95. <https://doi.org/10.1016/j.aei.2017.05.003>
- Huang, W., & Foo, S. (2002) Neural network modelling of salinity variation in Apalachicola River. *Water Research*, 36, 356-362.

- Igual, L., & Seguí, S. (2017). *Introduction to data science: A python approach to concepts, techniques and applications*. New York, USA: Springer International Publishing.
- Jain, S. K., & Chalisgaonkar, D. (2000). Setting up stage-discharge relations using ANN. *Journal of Hydrologic Engineering*, 5, 428-433. Recovered from [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2000\)5:4\(428\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(2000)5:4(428))
- Joshi, A. (2020). *Machine Learning and Intelligence Artificial* (Springer). Recovered from <https://doi.org/10.1007/978-3-030-26622-6>
- Kling, H., Fuchs, M., & Paulin, M. (2012). Runoff conditions in the upper Danube basin under an ensemble of climate change scenarios. *Journal of Hydrology*, 424-425, 264-277. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.01.011>
- Kowarik, A., & Templ, M. (2016). Imputation with the R package VIM. *Journal of Statistical Software*, 74(7). Recovered from <https://doi.org/10.18637/jss.v074.i07>
- Laqui, W. F. (2010). Aplicación de redes neuronales artificiales a la modelización y previsión de caudales medios mensuales del río Huancané. *Revista Peruana Geo-Atmosférica RPGA*, 44(2), 30-44.

- Liu, M., Huang, Y., Li, Z., Tong, B., Liu, Z., Sun, M., Jiang, F., & Zhang, H. (2020). The applicability of lstm-knn model for real-time flood forecasting in different climate zones in China. *Water (Switzerland)*, 12(2), 1-21. Recovered from <https://doi.org/10.3390/w12020440>
- Liu, Z., Gilbert, G., Cepeda, J. M., Kydland, A. O., Piciullo, L., Hefre, H., & Lacasse, S. (2021). Modelling of shallow landslides with Machine Learning algorithms. *Geoscience Frontiers*, 12(1), 385-393. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.gsf.2020.04.014>
- Lujano, E., Lujano, A., Quispe, J. P., & Lujano, R. (2014). Pronóstico de caudales medios mensuales del río Ilave utilizando modelos de redes neuronales artificiales. *Revista de Investigaciones Altoandinas*, 16(1), 89-100.
- Madsen, H. (2000). Automatic calibration of a conceptual rainfall-runoff model using multiple objectives. *Journal of hydrology*, 235(3-4), 276-288.
- Maier, H. R., Jain, A., Dandy, G. C., & Sudheer, K. P. (2010). Methods used for the development of neural networks for the prediction of water resource variables in river systems: Current status and future directions. *Environmental Modelling and Software*, 25(8), 891-909. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.envsoft.2010.02.003>

- Mehdizadeh, S. (2018). Estimation of daily reference evapotranspiration (ET_o) using artificial intelligence methods: Offering a new approach for lagged ET_o data-based modeling. *Journal of Hydrology*, 559, 794-812. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2018.02.060>
- Mendez, M., & Calvo-Valverde, L. (2016). Development of the HBV-TEC Hydrological Model. *Procedia Engineering*, 154, 1116-1123. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.proeng.2016.07.521>
- Mosavi, A., Ozturk, P., & Chau, K. W. (2018). Flood prediction using machine learning models: Literature review. *Water (Switzerland)*, 10(11), 1-40. Recovered from <https://doi.org/10.3390/w10111536>
- Mundher, Z., Ahmed, Y., & Abdulmohsin, E. H. (2015). RBFNN versus FFNN for daily river flow forecasting at Johor, Malaysia. *Neural Computing and Applications*, 27(6). DOI:10.1007/s00521-015-1952-6
- Mundher, Z., Jaafar, O., Deo, R. C., Kisi, O., Adamowski, J., Quilty, J., & El-Shafie, A. (2016). Stream-flow forecasting using extreme learning machines: A case study in a semi-arid region in Iraq. *Journal of Hydrology*, 542, 603-614. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2016.09.035>
- Pedregosa, F., Weiss, R., & Brucher, M. (2011). Scikit-learn: Machine Learning in Python. *Journal of Machine Learning Research*, 12(2011), 2825-2830.

- Remesan, R., & Mathew, J. (2015). Hydrological data driven modelling. In: *Hydrological Data Driven Modelling*. Recovered from <https://doi.org/10.1007/978-3-319-09235-5>
- Roberts, W., Williams, G. P., Jackson, E., Nelson, E. J., & Ames, D. P. (2018). Hydrostats: A Python package for characterizing errors between observed and predicted time series. *Hydrology*, 5(4). Recovered from <https://doi.org/10.3390/hydrology5040066>
- Rusli, S. R., Yudianto, D., & Liu, J. T. (2015). Effects of temporal variability on HBV model calibration. *Water Science and Engineering*, 8(4), 291-300. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.wse.2015.12.002>
- SENAMHI, Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología. (2020). *Climas del Perú - Mapa de Clasificación Climática Nacional*. Lima, Perú: Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología del Perú (SENAMHI), Dirección de Meteorología y Evaluación Ambiental Atmosférica.
- Shalev-Shwartz, S., Science, C., Ben-David, S., & Science, C. (2013). *Understanding machine learning from theory to algorithms*. New York, USA: Cambridge University Press.
- Sharif, M., & Burn, D. H. (2007). Improved K-nearest neighbor weather generating model. *Journal of Hydrologic Engineering*, 12(1), 42-51. Recovered from [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2007\)12:1\(42\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(2007)12:1(42))

- Solomatine, D. P., & Xue, Y. (2004). M5 model trees and neural networks: Application to flood forecasting in the upper reach of the Huai River in China. *Journal of Hydrologic Engineering*, 9(6), 491-501. Recovered from [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2004\)9:6\(491\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(2004)9:6(491))
- Thakur, B., Kalra, A., Ahmad, S., & Lamb, K. W. (2020). Bringing statistical learning machines together for hydro-climatological predictions - Case study for Sacramento San Joaquin River Basin, California. *Journal of Hydrology: Regional Studies*, 27, 100651. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.ejrh.2019.100651>
- Tokar, B. A. S., & Johnson, P. A. (1999). Rainfall-Runoff modeling using artificial neural networks. *Journal of Hydrologic Engineering*, 4(3), 232-239. Recovered from [https://doi.org/https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(1999\)4:3\(232\)](https://doi.org/https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(1999)4:3(232))
- Veintimilla-Reyes, J., Cisneros, F., & Vanegas, P. (2016). Artificial neural networks applied to flow prediction: A use case for the Tomebamba River. *Procedia Engineering*, 162, 153-161. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.proeng.2016.11.031>
- Wang, Z., Lai, C., Chen, X., Yang, B., Zhao, S., & Bai, X. (2015). Flood hazard risk assessment model based on random forest. *Journal of Hydrology*, 527, 1130-1141. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2015.06.008>

- Xie, P., Li, T., Liu, J., Du, S., Yang, X., & Zhang, J. (2020). Urban flow prediction from spatiotemporal data using machine learning: A survey. *Information Fusion*, 59, 1-12. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.inffus.2020.01.002>
- Xu, T., Guo, Z., Liu, S., He, X., Meng, Y., Xu, Z., Xia, Y., Xiao, J., Zhang, Y., Ma, Y., & Song, L. (2018). Evaluating different machine learning methods for upscaling evapotranspiration from flux towers to the regional scale. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 123(16), 8674-8690. Recovered from <https://doi.org/10.1029/2018JD028447>
- Yesilbudak, M., Sagioglu, S., & Colak, I. (2017). A novel implementation of kNN classifier based on multi-tupled meteorological input data for wind power prediction. *Energy Conversion and Management*, 135, 434-444. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.enconman.2016.12.094>

DOI: 10.24850/j-tyca-14-02-06

Artículos

Caracterización probabilística de las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales mediante la distribución de von Mises

Probabilistic characterization of the dates of occurrence of annual floods using the von Mises distribution

Daniel Francisco Campos-Aranda¹, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9876-3967>

¹Profesor jubilado de la Universidad Autónoma de San Luis Potosí, San Luis Potosí, México, campos_aranda@hotmail.com

Autor para correspondencia: Daniel Francisco Campos-Aranda, campos_aranda@hotmail.com

Resumen

La planeación y manejo de los recursos hidráulicos de un río y la elaboración de los planes —de tipo no estructural— de mitigación de daños causados por sus inundaciones dependen de la relación que guarda el gasto máximo anual con su fecha de ocurrencia. Tales fechas, al acontecer durante el año, pueden ser tratadas como *datos circulares*,



cuyos estadísticos de dirección media y dispersión, o índice de estacionalidad, definen los dos parámetros de ajuste de la *distribución de von Mises* (dvM), la cual permite la caracterización probabilística de las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales; es decir, define su función de distribución de probabilidades. En este estudio se describe la dvM y su método de ajuste por máxima verosimilitud cuando los datos o fechas anuales son unimodales y abarcan todo el año. Cuando las fechas anuales se concentran en una porción del año, la dvM se ajusta con optimización numérica, vía el algoritmo de Rosenbrock. Por último, se describe cómo se representan, con una mezcla de tres dvM, las fechas de ocurrencia que son bimodales, cuyo ajuste, vía optimización numérica restringida, se realizó con el algoritmo Complex. Como un caso de aplicación, se procesaron las fechas de ocurrencia de 777 crecientes anuales registradas en 21 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México; se exponen con detalle siete aplicaciones típicas de los tres tipos de ajuste de la dvM. Las conclusiones ratifican a la dvM como modelo probabilístico de las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales, sean unimodales o bimodales.

Palabras clave: índices de estacionalidad, distribución de von Mises, integración numérica, algoritmo de Rosenbrock, algoritmo Complex, funciones objetivo, mezcla de distribuciones de von Mises.

Abstract

The planning and management of a river's water resources, and the preparation of non-structural plans for flood damage mitigation, depend



on the relationship between the annual maximum flows and their date of occurrence. Such dates, as they occur all year long, can be treated as *circular data*, whose statistics of mean direction and dispersion or seasonality index define the two parameters of a *von Mises distribution* (dvM). Such distribution allows the probabilistic characterization of the dates of occurrence of annual floods; that is, it defines their probability distribution function. This study describes the dvM and its maximum likelihood parameter estimation method when the annual data or dates are unimodal and cover the entire year. When the annual dates are concentrated in a period of the year, the dvM is fitted with numerical optimization, via the Rosenbrock algorithm. Finally, when dates of occurrence are bimodal, they are represented by a mixture of three dvMs, which are fitted by means of restricted numerical optimization, using the complex algorithm. As a case study, the dates of occurrence of 777 annual floods registered in 21 hydrometric stations of Hydrological Region No. 10 (Sinaloa), Mexico were processed; detailing seven typical applications of the three types of dvM fittings. The conclusions ratify the dvM, as a probabilistic model of the dates of occurrence of annual floods, either unimodal or bimodal.

Keywords: Seasonality indices, von Mises distribution, numerical integration, Rosenbrock algorithm, Complex algorithm, objective functions, mixture of von Mises distributions.

Recibido: 02/08/2021

Aceptado: 07/10/2021



Introducción

Generalidades

El *análisis de frecuencias de crecientes* (AFC) es quizás la estimación hidrológica más importante, al permitir definir las llamadas *crecientes de diseño*, las cuales son *predicciones* de gastos máximos anuales asociados con bajas probabilidades de ser excedidos. Con base en las crecientes de diseño se dimensionan hidrológicamente los puentes, diques o muros de contención, las rectificaciones o canalizaciones y todas las obras del drenaje urbano; además, permiten formular los planes de mitigación del riesgo y daños de las inundaciones (Chen, Guo, Yan, Lui, & Fang, 2010; Khedun, Singh, & Byrd, 2019).

El AFC *univariado* por lo común procesa el registro de gastos máximos anuales, adoptando un modelo probabilístico o *función de distribución de probabilidades* (FDP) para realizar las inferencias o *predicciones* buscadas (crecientes de diseño). Para que los resultados del AFC sean confiables, los datos procesados deben ser aleatorios, se deben

probar varias FDP y seleccionar la que mejor represente al registro disponible (Kite, 1977; Stedinger, Vogel, & Foufoula-Georgiou, 1993; Rao & Hamed, 2000; Meylan, Favre, & Musy, 2012; Stedinger, 2017; Teegavarapu, Salas, & Stedinger, 2019).

Por otra parte, el riesgo de las inundaciones y sus daños están función directa del volumen de agua que escurre por el cauce y que excede su límite, desbordándose y cubriendo las planicies de inundación. Sin embargo, la *fecha de ocurrencia* del evento es tan importante como su magnitud y en algunos casos mayor, cuando se presentan fuera de la temporada húmeda, debido a que toma a la población desprevenida y causa daños mayores (Khedun *et al.*, 2019).

Entonces, el conocimiento sobre la probabilidad de ocurrencia de las crecientes a lo largo del año es vital para la elaboración de los planes no estructurales de mitigación de daños, que incluyen la preparación para el evento, con el propósito de reducir la exposición y vulnerabilidad de la población, así como optimizar los recursos económicos disponibles para la emergencia y acelerar la recuperación posterior al evento (Durrans, Eiffe, Thomas, & Goranflo, 2003; Khedun *et al.*, 2019).

Entender el comportamiento estacional de las crecientes es vital en la planeación y el manejo de los recursos hidráulicos del río tanto para los usos agrícolas e hidroeléctricos como para la navegación, usos recreativos y otras actividades asociadas con los cuerpos de agua. Por lo anterior, conocer la relación que guardan el gasto máximo con su fecha de ocurrencia es de suma importancia, al grado de requerir su estudio conjunto bivariado (Chen *et al.*, 2010).

El AFC *bivariado* comenzó formalmente a principios del siglo XXI (Yue & Rasmussen, 2002), y por lo general se basó en el gasto máximo y el volumen de las crecientes anuales, utilizando la distribución Normal bivariada y el llamado modelo Logístico, que acepta como FDP *marginales iguales* a las distribuciones de valores extremos, las más comunes la Gumbel y la GVE (Escalante-Sandoval & Reyes-Chávez, 2002; Aldama, Ramírez, Aparicio, Mejía-Zermeño & Ortega-Gil, 2006).

En la actualidad, mediante el uso de la herramienta matemática conocida como “Cópulas”, se pueden construir FDP bivariadas con marginales de tipos diferentes debido a que las *funciones cópula* permiten representar distribuciones multivariadas a partir de las FDP univariadas o *marginales*, sin importar su forma o tipo (Kottegoda & Rosso, 2008; Genest & Chebana, 2017; Zhang & Singh, 2006; Zhang & Singh, 2019).

Objetivo

Los *objetivos* de este estudio se pueden englobar en los cuatro siguientes: (1) se expone con detalle la *distribución de von Mises* (dvM) y su método de ajuste por máxima verosimilitud, para datos que abarcan todo el año; (2) se detalla su técnica de ajuste por optimización numérica, vía algoritmo de Rosenbrock, para datos que se concentran en un periodo o

lapso del año; (3) se describe cómo se representan, con una mezcla de tres dvM, las fechas de ocurrencia que son bimodales, cuyo ajuste, vía optimización numérica restringida, se realizó con el algoritmo Complex, y (4) se procesan las fechas de ocurrencia de 777 crecientes anuales registradas en 21 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México, y se exponen con detalle siete aplicaciones típicas de los tres tipos de ajuste de la dvM.

Teoría operativa

Estadísticos direccionales

Cuando un dato no es escalar sino angular o direccional, tal valor puede ser representado como un *dato circular* y teniendo varios de ellos se pueden obtener sus *estadísticos direccionales* que los describen. La teoría que respalda tales estimaciones data de principios de los años de 1970 y constituye una herramienta simple para obtener medidas de similitud procedentes de las fechas de ocurrencia de los eventos extremos

hidrológicos, como por ejemplo, las crecientes o gastos máximos de un río.

Existen diversas convenciones o formas de usar el círculo para estimar los estadísticos direccionales (Ramírez-Orozco, Gutiérrez-López, & Ruiz-Silva, 2009); en adelante se usará la convención de Burn (1997), por su semejanza con los cuadrantes cartesianos. En tal esquema, el avance es contrario a las manecillas del reloj, iniciando en el eje de las abscisas; por ello, el día 1 de enero y el día 31 de diciembre coinciden en tal inicio (Campos-Aranda, 2017).

Las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales son datos que pueden ser tratados (dibujados y analizados) como *datos circulares* debido a que se presentan dentro de los 365 días de cada año. Por ello, primero se transforma cada fecha a día juliano (de 1 a 365) y después a radianes (0 a 2π). La FDP que se emplea para representar tales datos circulares cuando se distribuyen a lo largo del año mostrando una moda se conoce como *distribución de von Mises* (dvM), la cual es considerada el equivalente de la distribución Normal para los datos escalares.

Índices de estacionalidad

Para establecer sus tres valores: $\bar{\alpha}$, DMC y $\bar{r}$, se comienza por transformar cada fecha de ocurrencia de las crecientes anuales a día juliano (D_i), es decir, de 0 a 365; lo anterior implica no considerar los años bisiestos. Si una creciente ocurre el 29 de febrero, se le asigna el día 28. Las fechas de enero quedan igual, pero a las de febrero se les suma 31, a las de marzo 59, a las de abril 90 y así sucesivamente hasta las de diciembre, que se les agrega 334, para obtener el día juliano. Enseguida se obtiene el ángulo α_i en radianes correspondientes a la fecha i de cada creciente (D_i), con la expresión siguiente (Burn, 1997; Cunderlik, Ouarda, & Bobée, 2004; Chen, Singh, Guo, Fang, & Liu, 2013; Campos-Aranda, 2017):

$$\alpha_i = 2\pi \frac{D_i}{365} = X_i \text{ con } 0 \leq \alpha_i \leq 2\pi \quad (1)$$

en la cual π es número pi con 3.14159265 como valor aproximado y X_i es la variable aleatoria de las fechas de ocurrencia. Enseguida, las coordenadas x y y de las fechas de ocurrencia de las crecientes descritas por los ángulos α_i se estiman con base en los cosenos y senos, y se obtienen sus valores medios, según las ecuaciones siguientes:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \cos(\alpha_i) \quad (2)$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{sen}(\alpha_i) \quad (3)$$

siendo n el número de fechas de ocurrencia de las crecientes anuales analizadas. Ahora la dirección media ($\bar{\alpha}$) de la fecha promedio de las crecientes será:

$$\bar{\alpha} = \arctan\left(\frac{\bar{y}}{\bar{x}}\right) \quad (4)$$

La aplicación de la ecuación anterior se realiza obteniendo primero el arco tangente de $\bar{y}$ entre $\bar{x}$, ambas con signo positivo denominado α , en radianes; entonces, si $\bar{x}$ y $\bar{y}$ son positivas $\bar{\alpha} = \alpha$; si $\bar{x} < 0$ y $\bar{y} > 0$ $\bar{\alpha} = \pi - \alpha$; si ambas son negativas $\bar{\alpha} = \pi + \alpha$, y por último, si $\bar{x} > 0$ y $\bar{y} < 0$ $\bar{\alpha} = 2\pi - \alpha$. Los ángulos α_i y $\bar{\alpha}$ se transforman a grados (de 0 a 360°) al multiplicarlos por 57.295755.

El valor de $\bar{\alpha}$ en día juliano se denomina *día medio de las crecientes* (*DMC*) y se obtiene dividiendo entre 2π y multiplicando por 365. El índice *DMC* indica la fecha promedio de ocurrencia de los gastos máximos anuales en una cuenca dada. Se puede esperar que cuencas con valores similares del *DMC* presenten semejanzas en otras características hidrológicas importantes. Lógicamente, el *DMC* estará relacionado con el tamaño de la cuenca y con su localización geográfica dentro de la región hidrológica estudiada (Burn, 1997; Cunderlik *et al.*, 2004).

Una medida de la variabilidad de las n fechas de ocurrencia de las crecientes en relación con el *DMC* se puede estimar calculando la resultante media, cuya expresión es:

$$\bar{r} = \sqrt{\bar{x}^2 + \bar{y}^2} \quad (5)$$

El *índice de estacionalidad* $\bar{r}$ es una medida adimensional de la dispersión de los datos, toma valores entre 0 y 1. Un valor unitario indica que todas las crecientes ocurren en la misma fecha; en cambio un valor cercano a cero implica gran variabilidad de ocurrencias a lo largo de todo el año.

Ramírez-Orozco *et al.* (2009) establecen los siguientes cinco grados de estacionalidad: (1) muy fuerte, cuando $\bar{r} > 0.90$; (2) fuerte, cuando $\bar{r}$ fluctúa entre 0.70 y 0.90; (3) media, cuando $\bar{r}$ varía de 0.50 a 0.70; (4) baja, cuando $\bar{r}$ cambia de 0.10 a 0.50; y (5) muy baja o débil, cuando $\bar{r} < 0.10$. Chen *et al.* (2013) indican que si $\bar{r}$ es cercano a la unidad, se puede esperar que una sola temporada o época de crecientes sea dominante.

La distribución de von Mises

Este modelo probabilístico es de uso común para representar variables aleatorias que tienen dirección en dos dimensiones y una moda única. Por ello, la *distribución de von Mises* (dvM) se considera la analogía natural del modelo Normal para datos estacionales. Su función de densidad de probabilidad es la ecuación siguiente (Metcalf, 1997; Carta, Bueno, & Ramírez, 2008; Chen *et al.*, 2010):

$$f(x) = \frac{\exp[\kappa \cdot \cos(x - \mu)]}{2\pi I_0(\kappa)} \text{ con } 0 \leq x \leq 2\pi, 0 < \mu \leq 2\pi, \kappa > 0 \quad (6)$$

La dvM es simétrica con su moda en $x = \mu$, que también es su *dirección media* ($\bar{\alpha}$) y la dispersión está dada por el *parámetro de concentración* κ (kappa). El denominador de la Ecuación (6) hace que el área bajo la curva sea unitaria y por ello se le llama *factor de normalización* (FN); incluye la función modificada de Bessel de primer tipo de orden cero [$I_0(\kappa)$]. Metcalf (1997) expone los resultados del método de máxima verosimilitud para estimar los dos parámetros de ajuste de la dvM mediante las expresiones:

$$\mu = \bar{\alpha} \quad (7)$$

$$\bar{r} = \frac{I_1(\kappa)}{I_0(\kappa)} \quad (8)$$

La Ecuación (7) indica que μ se calcula con la Ecuación (4). En la Ecuación (8), el numerador es la función modificada de Bessel de primer tipo de orden uno. Las funciones de Bessel citadas de orden ν se pueden estimar con la siguiente serie ascendiente (Olver, 1972):

$$I_\nu(z) = \left(\frac{1}{2}z\right)^\nu \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\left(\frac{1}{4}z^2\right)^k}{k! \Gamma(\nu+k+1)} \quad (9)$$

Metcalf (1997) además presenta las siguientes tres aproximaciones para estimar el parámetro de concentración κ , según el valor del recíproco de $\bar{r}$ (Ecuación (8)), las cuales son:

$$\frac{1}{\bar{r}} = \frac{I_0(\kappa)}{I_1(\kappa)} = 2\kappa + \kappa^3 + 5\kappa^5/6 \text{ para } \kappa < 0.53 \quad (10)$$

$$\frac{1}{\bar{r}} = \frac{I_0(\kappa)}{I_1(\kappa)} = -0.4 + 1.39\kappa + 0.43/(1 - \kappa) \text{ para } 0.53 \leq \kappa < 0.85 \quad (11)$$

$$\frac{1}{\bar{r}} = \frac{I_0(\kappa)}{I_1(\kappa)} = 1/(\kappa^3 - 4\kappa^2 + 3\kappa) \text{ para } \kappa \geq 0.85 \quad (12)$$

Cuando el índice de estacionalidad $\bar{r}$ (Ecuación (5)) es mayor de 0.804 e indica una concentración fuerte, se emplea la Ecuación (10) y cuando $\bar{r}$ es menor de 0.274 e indica una concentración baja se aplica la

Ecuación (12). Para los casos intermedios, se utiliza la Ecuación (11). Para estimar la probabilidad de no excedencia de un valor x se integra numéricamente la Ecuación (6), esto es:

$$F(x) = \frac{1}{2\pi I_0(\kappa)} \int_0^x \exp[\kappa \cdot \cos(x - \mu)] \quad (13)$$

La expresión anterior define la FDP de la dvM. $I_0(\kappa)$ se estima con la siguiente serie ascendente, que proviene de la Ecuación (9) (Olver, 1972):

$$I_0(\kappa) = 1 + \frac{(\kappa^2/4)}{1} + \frac{(\kappa^2/4)^2}{4} + \frac{(\kappa^2/4)^3}{36} + \frac{(\kappa^2/4)^4}{576} + \frac{(\kappa^2/4)^5}{14400} + \quad (14)$$

Integración numérica de la dvM

Para llevar a cabo tal integración numérica se adoptó el método de la cuadratura Gauss-Legendre, cuya ecuación operativa univariada es (Nieves & Domínguez, 1998; Campos-Aranda, 2003):

$$\int_a^b f(x) dx \cong \frac{b-a}{2} \sum_{i=1}^{np} w_i \cdot f\left[\frac{(b-a)h_i + b + a}{2}\right] \quad (15)$$

en la cual w_i son los coeficientes del método cuyas abscisas son h_i y np el número de parejas en donde se evalúa la función $f(x)$, con el argumento indicado en $f(\cdot)$ de la Ecuación (15). Nieves y Domínguez (1998) exponen los coeficientes w_i y las abscisas h_i de $np = 2$ a 6 con 10 dígitos y Campos-Aranda (2003) las de $np = 8$ con 9 dígitos. En Davis y Polonsky (1972) se obtuvieron las 12 parejas utilizadas de w_i y h_i con 15 dígitos debido a que el lenguaje *Basic* acepta 16 dígitos como variables de doble precisión.

Ajuste tipo 1(estándar) de la dvM

Cuando las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales abarcan desde enero a diciembre, con un histograma mensual que define un predominio escaso durante los meses de julio a octubre, la aplicación de la Ecuación (13) permite estimar las probabilidades teóricas $[F_T(x)]$ para contrastarlas contra las empíricas definidas con la fórmula de Gringorten (Chen *et al.*, 2010), que es la siguiente:

$$F_E(x) = \frac{m-0.44}{n+0.12} \quad (16)$$

en la cual m es el número de orden del dato o fecha de ocurrencia en radianes ($x = \alpha_i$) cuando se ubican en magnitud progresiva y n es el número total de datos. Los parámetros de ajuste de la dvM, μ y κ se estiman con las ecuaciones (7) y (8).

Ajuste tipo 2 (local) de la dvM

Cuando las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales abarcan en su mayoría un lapso en meses bastante definido, por ejemplo, de junio a octubre, entonces la aplicación de la Ecuación (13) se realiza vía optimización numérica para buscar los valores de μ y κ que reduzcan la suma de las diferencias entre probabilidades teóricas y empíricas al cuadrado (SDPC), esto es:

$$\text{Minimizar FO} = \sum_{i=1}^n [F_T(x) - F_E(x)]^2 \quad (17)$$

La minimización de la función objetivo anterior se realizará por medio del algoritmo de Rosenbrock; esto, lógicamente, eliminando de manera previa las fechas de ocurrencia acontecidas fuera del lapso principal o *local* de las ocurrencias para mejorar el ajuste y, por lo tanto, la definición de la dvM.

Ajuste tipo 3 (mixto) de la dvM

Cuando las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales definen claramente dos periodos con abundancia o predominio de ocurrencias —el de finales del otoño e invierno (noviembre a marzo) y el de verano a inicio del otoño (julio a octubre)— existen dos modas y por ello la dvM (Ecuación (13)) no es aplicable. No obstante, se puede buscar representar a las probabilidades empíricas con una mezcla de dvM, cada una con un factor de ponderación w_j , buscando minimizar la suma de las diferencias entre las probabilidades observadas (P_k) y las estimadas con la mezcla de j dvM (Chen *et al.*, 2010; Carta *et al.*, 2008), esto es:

$$\text{Min FO} = \sum_{k=1}^{12} \left\{ P_k - \sum_{j=1}^3 \frac{w_j}{2\pi I_0(\kappa_j)} \int_0^{x_k} \exp[\kappa_j \cos(x_k - \mu_j)] dx \right\}^2 \quad (18)$$

sujeta a la restricción siguiente:

$$\sum_{j=1}^3 w_j = 1.0 \quad (19)$$

y cumpliendo que $0 \leq \mu_j \leq 2\pi$, $\kappa_j \geq 0$ y $0 \leq w_j \leq 1$. La Ecuación (18) está escrita con el planteamiento sugerido en este estudio para el ajuste del tipo 3 (mixto), con $k = 12$ intervalos para estimar las probabilidades observadas, es decir, por meses y una mezcla de tres dvM, por lo cual $j = 3$, como lo han sugerido Chen *et al.* (2010).

En relación con esto último, Carta *et al.* (2008) llevan el valor de j hasta nueve, pero indican que la calidad del ajuste no mejora más allá de seis. El planteamiento para encontrar una solución a la Ecuación (18) y estimar los nueve parámetros de ajuste ($w_1, \mu_1, \kappa_1, w_2, \mu_2, \kappa_2, w_3, \mu_3, \kappa_3$), se estableció por medio del algoritmo Complex. En este ajuste, al igual que en el tipo 1, no se eliminan datos.

Algoritmo de Rosenbrock

Es un procedimiento numérico de búsqueda directa que intenta definir el *mínimo* de una función no lineal de múltiples variables aleatorias no acotadas o restringidas. Su planteamiento matemático es el siguiente:

$$\text{Minimizar } F(z_1, z_2, \dots, z_s) \quad (20)$$

El *algoritmo de Rosenbrock* asume que la función es unimodal y comienza definiendo una línea recta o dirección de búsqueda a partir de un punto dado inicial. Enseguida evalúa la *función objetivo* (FO) en varios puntos de la línea y determina el óptimo; cuando esto ha sucedido, una nueva dirección de búsqueda es seleccionada y el proceso se repite de manera recursiva por etapas. En este algoritmo es conveniente dar diferentes puntos iniciales para buscar el mínimo global a partir de los mínimos locales estimados. Una descripción más detallada del proceso se tiene en Rosenbrock (1960), Kuester y Mize (1973), y Campos-Aranda (2003).

El programa de cómputo original en *Fortran*, procedente de la segunda referencia citada, se transformó a lenguaje *Basic* y se llama *ROSEN*, cuyas variables y parámetros principales (Campos-Aranda, 2003) son los siguientes: (1) número de variables aleatorias (NVA) por optimizar; (2) valores iniciales; (3) FO designada FX; (4) números máximos de evaluaciones de la función objetivo (MF), de etapas (ME) y de fallas sucesivas encontradas en todas las direcciones (MC); y (5) error aceptable (EY) en la FO, o diferencia entre el valor actual y el de la etapa previa.

Algoritmo Complex

Es una técnica numérica de exploración local que se guía por lo que va encontrando a su paso; permite minimizar una función de múltiples variables aleatorias continuas (z) acotadas o restringidas. Su planteamiento matemático es el siguiente (Box, 1965):

$$\text{Minimizar } F(z_1, z_2, \dots, z_s) \quad (21)$$

Sujeta a m variables dependientes (y), función de las variables de decisión (z):

$$\begin{aligned} y_1 &= F(z_1, z_2, \dots, z_s) \\ &\vdots \\ y_m &= F(z_1, z_2, \dots, z_s) \end{aligned} \quad (22)$$

Ambas variables tienen límites inferiores y superiores del tipo $\leq$, es decir, $z_{inf} \leq z_i \leq z_{sup}$ y $y_{inf} \leq y_j \leq y_{sup}$. Para el *algoritmo Complex*, sus antecedentes, una descripción breve de su proceso operativo y su código OPTIM en *Basic* se pueden consultar en Campos-Aranda (2003). En Bunday (1985) se tiene otra descripción y código de este método de búsqueda.

Las designaciones principales en el código OPTIM son NX y NY, que definen el número de variables de decisión y dependientes. MI es el

número máximo de evaluaciones de la función objetivo y NQ el número de tales cálculos entre impresión de resultados. Estas variables se definen en la subrutina de lectura de datos.

Una ventaja importante del código OPTIM radica en permitir un fácil acceso de los límites ($L = lower$, $U = upper$), nombres y valores iniciales de las variables en la subrutina citada, por medio de las designaciones siguientes: $XL(I)$, $XU(I)$, $XN\$(I)$, $X(I)$, $YL(J)$, $YU(J)$, $YN\$(J)$ y $Y(J)$; en las cuales I es el número de variables de decisión y J el de restricciones. El algoritmo Complex trabaja con dos criterios de convergencia, FA y FR , para las desviaciones absoluta y relativa de la *función objetivo* (FO), la cual se define al final del programa.

Datos por procesar

En este estudio se utilizaron las fechas de ocurrencia de 777 crecientes anuales que procesó Campos-Aranda (2014), en 21 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México. Por lo anterior, en la Tabla 1 se expone un resumen de tal información, que incluye nombres de las estaciones de aforo, sus áreas de cuenca, lapsos de registro y dos índices de estacionalidad de sus fechas de ocurrencia de sus crecientes.



Tabla 1. Datos generales e índices de estacionalidad de las crecientes anuales registradas en las 21 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

No.	Nombre	A	Registro (años)	DMC	Fecha	$\bar{r}$
1	Huites	26 057	1942-1992 (51)	293.6	Oct. 21	0.3739
2	San Francisco	17 531	1941-1973 (33)	285.6	Oct. 13	0.4133
3	Santa Cruz	8 919	1944-2002 (52)	283.7	Oct. 11	0.5507
4	Jaina	8 179	1942-1998 (56)	276.9	Oct. 4	0.5281
5	Palo Dulce	6 439	1958-1986 (21)	292.8	Oct. 20	0.3405
6	Ixpalino	6 166	1953-1999 (45)	279.7	Oct. 7	0.6214
7	La Huerta	6 149	1970-1999 (28)	312.3	Nov. 8	0.4219
8	Chinipas	5 098	1965-2002 (24)	269.9	Sep. 27	0.4457
9	Tamazula	2 241	1963-1999 (32)	252.9	Sep. 10	0.5928
10	Naranjo	2 064	1939-1984 (45)	243.6	Sep. 1	0.7047
11	Acatitán	1 884	1955-2002 (43)	256.3	Sep. 13	0.7497
12	Guamúchil	1 645	1940-1971 (32)	238.4	Ago. 26	0.7299
13	Choix	1 403	1956-2002 (38)	243.8	Sep. 1	0.6889
14	Badiraguato	1 018	1974-1999 (26)	263.0	Sep. 20	0.5989
15	El Quelite	835	1961-2001 (33)	252.4	Sep. 09	0.8035
16	Zopilote	666	1939-2001 (56)	239.7	Ago. 28	0.8322
17	Chico Ruiz	391	1977-2002 (19)	237.5	Ago. 25	0.8161
18	El Bledal	371	1938-1994 (56)	238.0	Ago. 26	0.8458
19	Pericos	270	1961-1992 (30)	230.5	Ago. 19	0.8158
20	La Tina	254	1960-1983 (24)	246.0	Sep. 3	0.7207
21	Bamícori	223	1951-1983 (33)	230.8	Ago. 19	0.8810

Acrónimos:

A = área de cuenca, en km².

DMC = día medio de crecientes.

$\bar{r}$ = índice de estacionalidad, adimensional.

Por otra parte, en Campos-Aranda (2017) se muestran los datos anuales de las fechas de ocurrencia de las crecientes registradas en las estaciones de aforos Guamúchil y Huites, con 32 y 51 años de registro. Estas series ya no cambiarán, pues abarcan del inicio de su operación al cierre de tales estaciones por la construcción de los embalses Eustaquio Buelna y Luis Donaldo Colosio. Estos registros fueron procesados para mostrar dos tipos de ajuste de la dvM.

Además, en la referencia de Campos-Aranda (2014) se exponen los datos anuales citados de las estaciones hidrométricas San Francisco y Bamícori, ambas con 33 años de registro, que también se procesaron para ilustrar dos tipos de ajuste de la dvM. Finalmente, se exponen algunas de las series de datos anuales analizadas, que ilustran resultados importantes; tal es el caso de las estaciones Palo Dulce, La Huerta y Jaina, por mencionar algunos ejemplos.

Resultados y su discusión

Ajuste de la dvM a las fechas de ocurrencia

En la Tabla 2 se presentan los 21 resultados del ajuste de la dvM, por medio de las ecuaciones (7) y (8) a todos los datos de cada registro. Se observa en su última columna que los valores mínimos de la SDPC (Ecuación (17)) ocurren en las estaciones Palo Dulce, La Huerta, Chinipas y Tamazula. Solo estas cuatro estaciones hidrométricas definen o aceptan el ajuste tipo 1 de la dvM.

Tabla 2. Parámetros de ajuste de la distribución von Mises para las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales registradas en las 21 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

No.	Nombre	n	μ	κ	FN	$SDPC$
1	Huites	51	5.054255	0.783421	7.2849	0.321
2	San Francisco	33	4.916883	0.756742	7.2154	0.195
3	Santa Cruz	52	4.883268	0.666516	7.0006	0.269
4	Jaina	56	4.766349	0.680831	7.0327	0.286
5	Palo Dulce	21	5.040438	0.806016	7.3459	0.041
6	Ixpalino	45	4.816023	0.623589	6.9090	0.623
7	La Huerta	28	5.374923	0.750965	7.2008	0.059
8	Chinipas	24	4.645802	0.734899	7.1606	0.110
9	Tamazula	32	4.353449	0.640634	6.9446	0.324
10	Naranjo	45	4.193736	0.577105	6.8173	0.809
11	Acatitán	43	4.411395	0.553888	6.7744	1.113
12	Guamúchil	32	4.103816	0.563965	6.7928	0.639
13	Choix	38	4.197106	0.585610	6.8335	0.726
14	Badiraguato	26	4.527146	0.636949	6.9368	0.265
15	El Quelite	33	4.344669	0.527901	6.7286	0.999
16	Zopilote	56	4.126714	0.516567	6.7094	1.870
17	Chico Ruiz	19	4.087486	0.524164	6.7222	0.547
18	El Bledal	56	4.097247	0.510294	6.6989	1.891
19	Pericos	30	3.967493	0.524331	6.7225	0.851
20	La Tina	24	4.233593	0.568730	6.8016	0.524
21	Bamícori	33	3.972656	0.494675	6.6735	1.219

Acrónimos:

n = número de datos.

μ = dirección media, en radianes.

κ = parámetro de concentración, adimensional.

FN = factor de normalización, en radianes.

SDPC = suma de diferencias entre probabilidades teóricas y empíricas al cuadrado (Ecuación (17)), adimensional.

En la Tabla 3 y Tabla 4 se muestran los datos procesados y los resultados de las estaciones Palo Dulce y La Huerta. En la Figura 1 y Figura 2 se muestran los histogramas mensuales de fechas de ocurrencia y su curva de FDP (Ecuación (13)).

Tabla 3. Gastos de las crecientes anuales, fechas de ocurrencia y sus probabilidades de no excedencia teóricas y empíricas en la estación hidrométrica Palo Dulce de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

No.	Q_{max} (m ³ /s)	Mes	Día	Día juliano	α_i ordenado (radianes)	$F_T(x)$	$F_E(x)$
1	455	Mar	6	65	0.223785	0.0362	0.0265
2	743	Dic	9	343	0.430355	0.0644	0.0739
3	6 800	Ene	13	13	0.912353	0.1149	0.1212
4	347	Sep	11	254	1.118923	0.1317	0.1686
5	584	Dic	11	345	2.392775	0.2142	0.2159
6	481	Ago	1	213	3.408413	0.3072	0.2633
7	1 360	Dic	23	357	3.614984	0.3363	0.3106
8	674	Ago	22	234	3.666626	0.3444	0.3580
9	635	Dic	15	349	3.683840	0.3472	0.4053
10	530	Ago	2	214	3.873196	0.3801	0.4527
11	1 100	Jul	17	198	4.028124	0.4107	0.5000
12	390	Ago	13	225	4.372409	0.4909	0.5473
13	1 283	Oct	29	302	4.699478	0.5809	0.5947
14	688	Oct	30	303	4.716693	0.5859	0.6420
15	1 370	Feb	22	53	5.198691	0.7313	0.6894
16	2 245	Nov	9	313	5.215905	0.7365	0.7367
17	383	Jul	29	210	5.388047	0.7875	0.7841
18	740	Oct	1	274	5.904473	0.9232	0.8314
19	951	Sep	30	273	5.938902	0.9310	0.8788
20	843	Ene	25	25	6.007758	0.9461	0.9261
21	1 112	May	19	139	6.145472	0.9744	0.9735

Tabla 4. Gastos de las crecientes anuales, fechas de ocurrencia y sus probabilidades de no excedencia teóricas y empíricas en la estación hidrométrica La Huerta de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

No.	Q_{max} (m ³ /s)	Mes	Día	Día juliano	α_i ordenado (radianes)	$F_T(x)$	$F_E(x)$
1	659	Ene	5	5	0.086071	0.0185	0.0199
2	530	Oct	26	299	0.172142	0.0360	0.0555
3	1 931	Oct	30	303	0.223785	0.0460	0.0910
4	1 251	Feb	21	52	0.430355	0.0828	0.1266
5	1 260	Dic	25	359	0.895139	0.1476	0.1622
6	273	Ago	31	243	1.084495	0.1683	0.1977
7	1 250	Ago	28	240	1.618136	0.2148	0.2333
8	331	Ago	31	243	3.287913	0.3264	0.2688
9	1 605	Ene	25	25	3.511698	0.3596	0.3044
10	1 475	Oct	8	281	3.597769	0.3695	0.3400
11	609	Dic	10	344	4.131410	0.4475	0.3755
12	1 303	Mar	4	63	4.183052	0.4568	0.4111
13	683	Dic	15	349	4.183052	0.4568	0.4467
14	1 774	Ene	13	13	4.251909	0.4697	0.4822
15	934	Oct	22	295	4.406837	0.5011	0.5178
16	1 003	Dic	25	359	4.424052	0.5048	0.5533
17	840	Jul	10	191	4.510123	0.5238	0.5889
18	1 111	Nov	19	323	4.837192	0.6042	0.6245
19	1 076	Dic	29	363	5.078191	0.6707	0.6600
20	1 663	Dic	11	345	5.147048	0.6904	0.6956

No.	Q_{max} (m ³ /s)	Mes	Día	Día juliano	α_i ordenado (radianes)	$F_T(x)$	$F_E(x)$
21	1 318	Ene	10	10	5.215905	0.7104	0.7312
22	1 919	Sep	13	256	5.560189	0.8113	0.7667
23	195	Sep	4	247	5.921687	0.9122	0.8023
24	207	Sep	19	262	5.938902	0.9167	0.8378
25	474	Sep	14	257	6.007758	0.9345	0.8734
26	386	Abr	4	94	6.179900	0.9765	0.9090
27	138	Jul	28	209	6.179900	0.9765	0.9445
28	265	Jul	23	204	6.248758	0.9923	0.9801

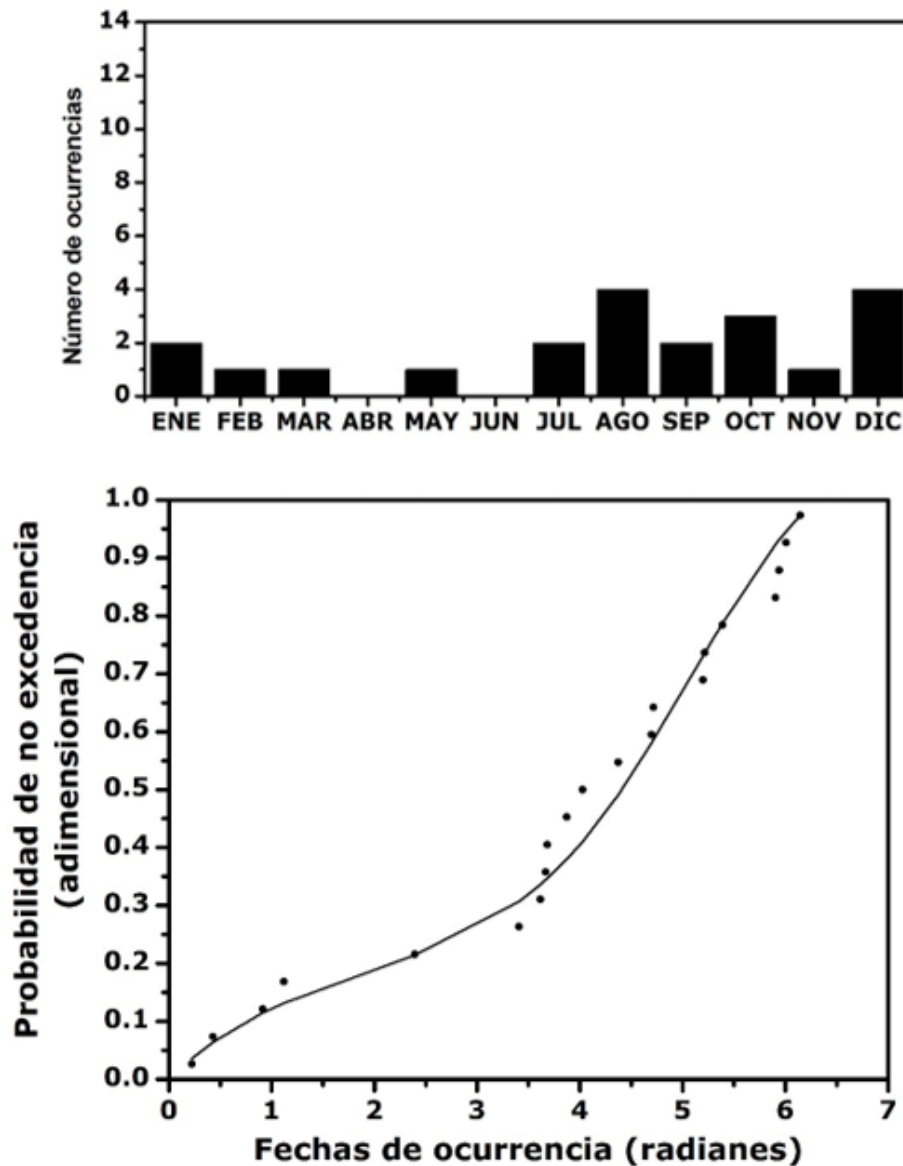


Figura 1. Histograma mensual y ajuste tipo 1 de la distribución de von Mises a las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales registradas en la estación hidrométrica Palo Dulce.

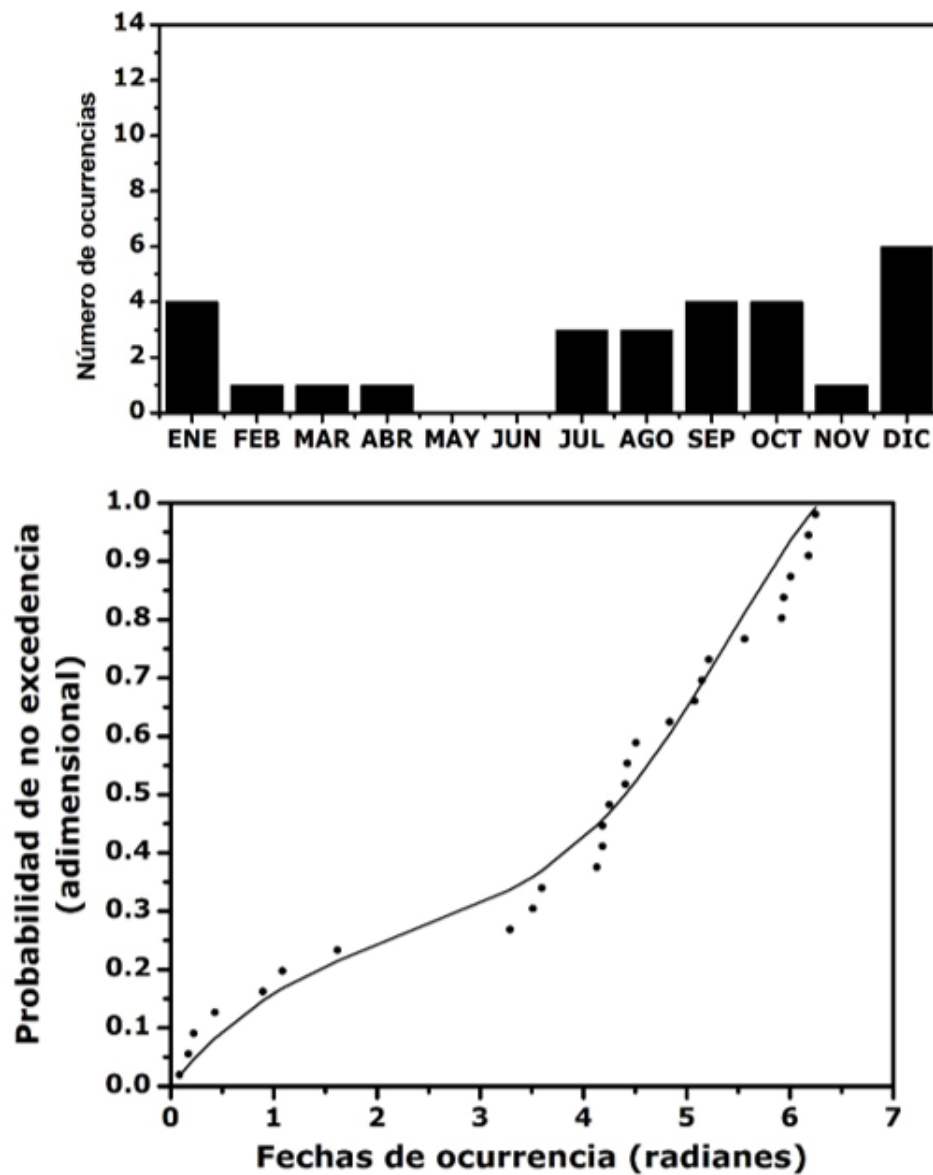


Figura 2. Histograma mensual y ajuste tipo 1 de la distribución de von Mises a las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales registradas en la estación hidrométrica La Huerta.

Fechas de ocurrencia por meses y ajustes tipo 2 de la dvM

En la Tabla 5 se detalla en número de fechas de ocurrencias de las crecientes anuales en los 12 meses del año en las 21 estaciones hidrométricas procesadas. Se indican sombreadas las tres estaciones que se adoptaron para ilustrar el tipo 2 de ajuste de la dvM, es decir, las de amplitud local: (1) Bamícori, con un registro de 33 fechas de junio a octubre; (2) El Bledal, con un registro de 55 fechas de julio a noviembre, después de eliminar el dato de enero; y (3) Guamúchil, con un registro de 29 fechas de junio a octubre, posterior a descartar dos datos en enero y uno en febrero. Para propósitos ilustrativos, solo se detallan los ajustes tipo 2 de las estaciones Bamícori y Guamúchil.

Tabla 5. Número de ocurrencias mensuales de las crecientes anuales registradas en las 21 estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

No.	Nombre	E	F	M	A	M'	J	J'	A'	S	O	N	D
1	Huites	8	4	1	0	0	0	6	10	6	7	1	8
2	San Francisco	5	2	0	0	0	0	4	9	3	3	1	6
3	Santa Cruz	11	0	0	0	0	0	4	10	11	9	3	4
4	Jaina	6	3	0	0	0	1	3	15	10	9	2	7
5	Palo Dulce	2	1	1	0	1	0	2	4	2	3	1	4
6	Ixpalino	4	0	0	1	0	0	2	10	9	11	1	7
7	La Huerta	4	1	1	1	0	0	3	3	4	4	1	6
8	Chinipas	1	2	0	0	0	0	5	5	1	5	1	4
9	Tamazula	1	0	1	1	0	0	6	5	9	6	0	3
10	Naranjo	3	0	1	0	0	1	5	16	10	8	0	1
11	Acatitán	1	0	1	0	0	0	5	13	10	11	0	2
12	Guamúchil	2	1	0	0	0	1	5	12	8	3	0	0
13	Choix	2	0	1	0	0	0	7	12	9	4	1	2
14	Badiraguato	2	1	0	0	0	0	3	5	8	3	2	2
15	El Quelite	1	0	0	0	0	0	5	8	10	8	1	0
16	Zopilote	1	0	1	0	0	1	8	20	18	6	1	0
17	Chico Ruiz	0	0	0	0	0	1	4	6	5	2	1	0
18	El Bledal	1	0	0	0	0	0	12	23	12	7	1	0
19	Pericos	0	1	0	0	0	0	10	10	5	4	0	0
20	La Tina	1	0	0	0	0	0	4	7	7	3	0	2
21	Bamícori	0	0	0	0	0	1	8	13	7	4	0	0

La aplicación del *algoritmo de Rosenbrock*, para los ajustes del tipo 2 de la dvM, se llevó a cabo utilizando los valores siguientes: MF = 500,

$ME = 30$, $MC = 50$ y $EY = 1.0 \cdot 10^{-7}$. Los valores iniciales de μ y κ empleados en la estación Bamícori fueron 4.00 y 0.50, los cuales definen una FO inicial de 1.193. Estos valores se adoptan semejantes a los calculados en la Tabla 2 para tal estación.

Después de seis etapas y 33 evaluaciones de la FO se obtuvo $FO = 0.049$, $\mu = 3.9755$, $\kappa = 3.3077$, $FN = 39.4687$ y los resultados concentrados en la Tabla 6 y Figura 3. Este ajuste de la dvM es válido en el intervalo de ocurrencias de 3.0641 a 5.1987 radianes, que corresponden a las fechas siguientes: del 27 de junio al 29 de octubre ($302 - 178 = 124$ días).

Tabla 6. Fechas de ocurrencia (x en radianes) y probabilidades de no excedencia teóricas y empíricas para las fechas de ocurrencia de sus crecientes anuales de la estación hidrométrica Bamícori.

No.	$x = \alpha_i$	$F_T(x)$	$F_E(x)$	No.	$x = \alpha_i$	$F_T(x)$	$F_E(x)$
1	3.0641	0.066	0.017	18	3.9593	0.490	0.530
2	3.2363	0.107	0.047	19	3.9593	0.490	0.560
3	3.2707	0.118	0.077	20	3.9937	0.514	0.591
4	3.3223	0.135	0.107	21	4.0109	0.526	0.621
5	3.4773	0.198	0.138	22	4.1658	0.630	0.651
6	3.5117	0.214	0.168	23	4.2347	0.674	0.681
7	3.5806	0.250	0.198	24	4.2691	0.695	0.711
8	3.5806	0.250	0.228	25	4.3036	0.716	0.742
9	3.5978	0.259	0.258	26	4.3724	0.754	0.772
10	3.6666	0.298	0.289	27	4.3896	0.763	0.802
11	3.7871	0.373	0.319	28	4.4413	0.789	0.832
12	3.8043	0.385	0.349	29	4.6995	0.891	0.862
13	3.8043	0.385	0.379	30	4.7167	0.896	0.893
14	3.8043	0.385	0.409	31	4.7855	0.914	0.923
15	3.8043	0.385	0.440	32	4.8372	0.926	0.953
16	3.8732	0.431	0.470	33	5.1987	0.977	0.983
17	3.8732	0.431	0.500	-	-	-	-

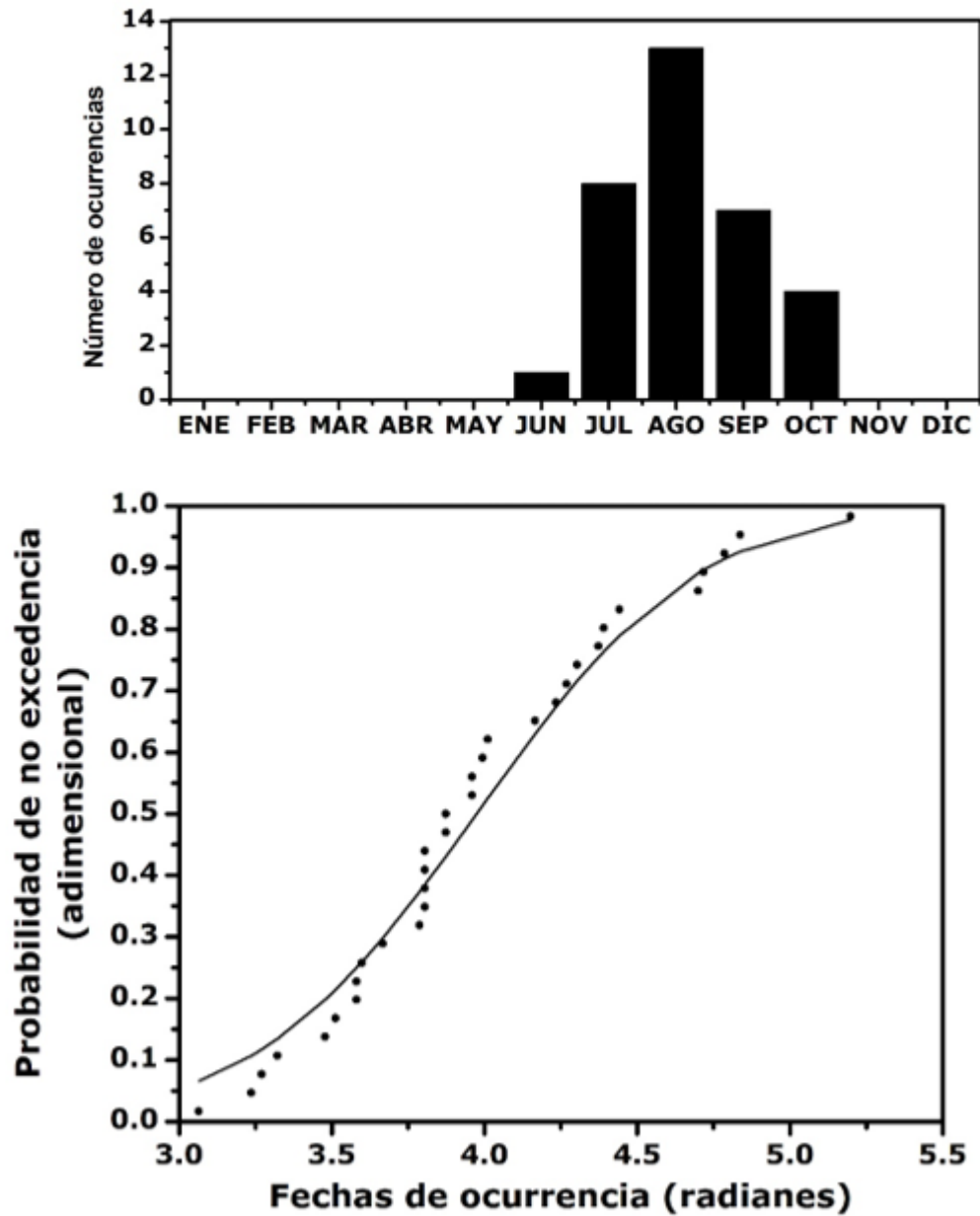


Figura 3. Histograma mensual y ajuste tipo 2 de la distribución de von Mises a las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales registradas en la estación hidrométrica Bamícori.

Por otra parte, los valores iniciales de μ y κ asignados en la estación Guamúchil fueron 4.25 y 0.50, los cuales definen una FO inicial de 1.040. Como ya se indicó, estos valores se adoptan similares a los calculados en la Tabla 2 para tal estación.

Después de 15 etapas y 83 evaluaciones de la FO se obtuvo $FO = 0.046$, $\mu = 4.0410$, $\kappa = 3.7923$, $FN = 59.3770$ y los resultados concentrados en la Tabla 7 y Figura 4. Este ajuste de la dvM resulta válido en el intervalo de ocurrencias de 3.0641 a 4.8372 radianes, que corresponden a las fechas siguientes: del 27 de junio al 8 de octubre ($281 - 178 = 103$ días).

Tabla 7. Fechas de ocurrencia (x en radianes) y probabilidades de no excedencia teóricas y empíricas para las fechas de ocurrencia de sus crecientes anuales de la estación hidrométrica Guamúchil.

No.	$x = \alpha_i$	$F_T(x)$	$F_E(x)$	No.	$x = \alpha_i$	$F_T(x)$	$F_E(x)$
1	3.0641	0.041	0.019	16	4.0281	0.491	0.534
2	3.2879	0.086	0.054	17	4.0970	0.543	0.569
3	3.5117	0.165	0.088	18	4.1658	0.593	0.603
4	3.5633	0.189	0.122	19	4.3036	0.689	0.637
5	3.5806	0.198	0.157	20	4.3380	0.711	0.672
6	3.5806	0.198	0.191	21	4.4413	0.772	0.706
7	3.6666	0.244	0.225	22	4.4757	0.791	0.740
8	3.6838	0.254	0.260	23	4.5273	0.817	0.775
9	3.7183	0.275	0.294	24	4.5618	0.833	0.809
10	3.7355	0.285	0.328	25	4.5790	0.841	0.843
11	3.8216	0.342	0.363	26	4.6306	0.862	0.878
12	3.8560	0.366	0.397	27	4.7339	0.898	0.912
13	3.9076	0.402	0.431	28	4.7683	0.909	0.946
14	3.9248	0.415	0.466	29	4.8372	0.927	0.981
15	3.9593	0.440	0.500	-	-	-	-

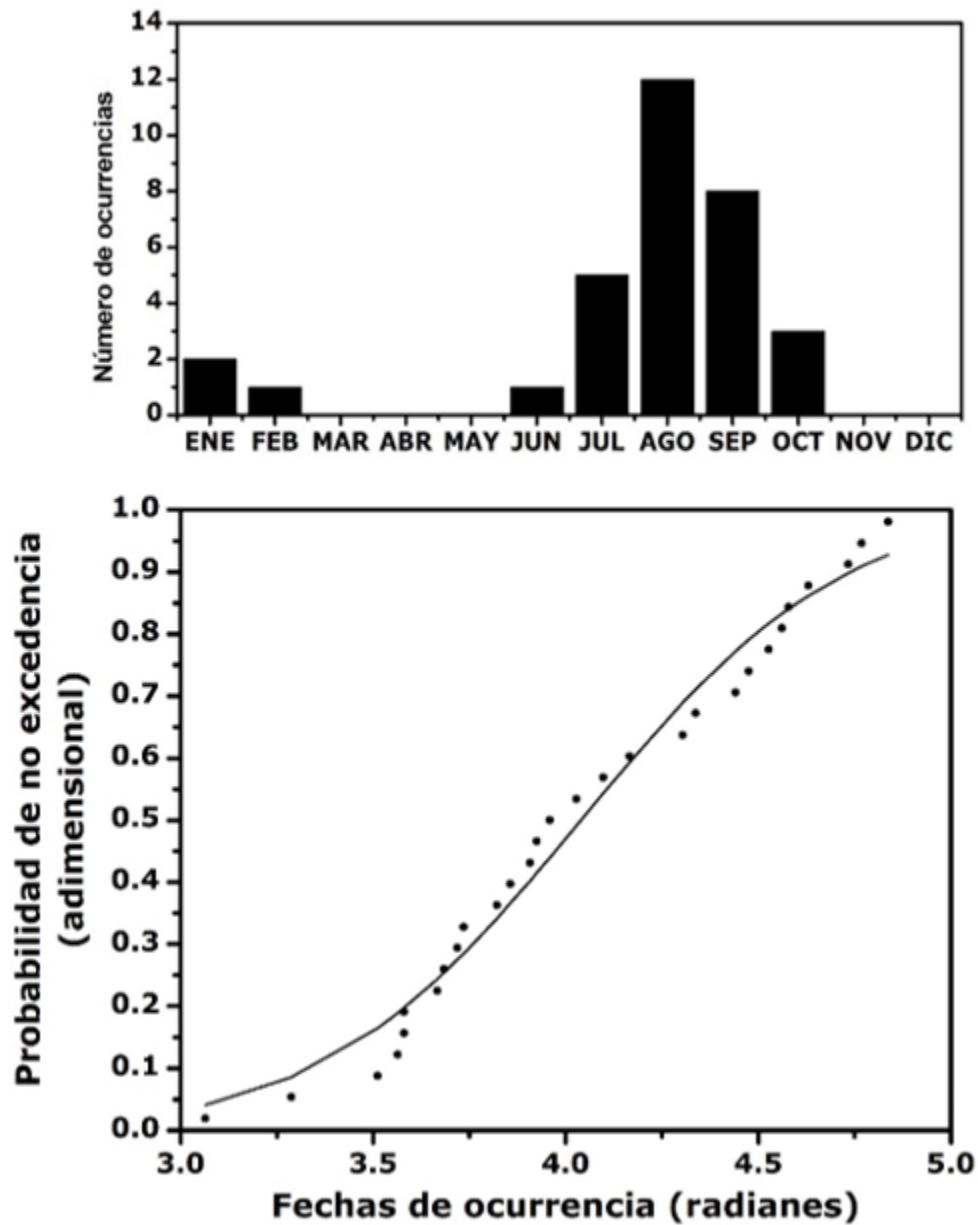


Figura 4. Histograma mensual y ajuste tipo 2 de la distribución de von Mises a las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales registradas en la estación hidrométrica Guamúchil.

Fechas de ocurrencia bimodales y ajustes tipo 3 de la dvM

Para la aplicación de la Ecuación (18) primero se deben definir los límites superiores x_k de su integral. Como se adoptaron 12 intervalos uniformes, que corresponden a los meses del año, entonces cada límite de intervalo avanza 30° y los 12 abarcan la circunferencia de 360° . Entonces, los límites x_k en radianes se obtienen multiplicando 0.0174533 por los ángulos de $30, 60, 90^\circ$ y así sucesivamente hasta 330 y 360° ; para definir $x_1 = 0.523599, x_2 = 1.047198, x_3 = 1.570797, \dots, x_{11} = 5.759589$ y $x_{12} = 6.283188$. Los valores de las probabilidades observadas P_k de la Ecuación (18) se obtienen dividiendo los 12 datos de la Tabla 5 relativos a la estación o registro por procesar entre el número total de datos n citado en la Tabla 2.

La aplicación del *algoritmo Complex*, para los ajustes del tipo 3 de la dvM, se realizó utilizando los valores siguientes: $NX = 9, NY = 1; MI = 5000, NQ = 50, FA = 0.0002$ y $FR = 0.00001$. Además, se definieron todos los límites inferiores de los nueve parámetros de ajuste en 0.10, los límites superiores de w_j en 1.00, los de μ_j en 6.283 y los de κ_j en 50. Las ternas de valores iniciales w, μ y κ fueron las tres siguientes: (0.25, 0.50,

1.50), (0.60, 4.10, 3.20) y (0.15, 5.50, 2.50). Se observa que la suma de w_j es la unidad (0.25 + 0.60 + 0.15) y que los μ_j establecen tres direcciones medias, al inicio del año, después de su mitad y hacia el final.

Para la estación hidrométrica San Francisco, los valores iniciales adoptados y citados de w_i , μ_i y κ_i definen el siguiente resumen de parámetros óptimos de la Tabla 8 después de 2 075 evaluaciones de la función objetivo (FO). En la Figura 5 se muestra el contraste de 33 probabilidades de no excedencia empíricas y teóricas logradas con el ajuste tipo 3 de la dvM, correspondientes a las 33 fechas de crecientes registradas en la estación San Francisco.

Tabla 8. Resultados del algoritmo Complex para el ajuste de tipo 3 en la estación hidrométrica San Francisco de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

Parámetros	Valor	No. mes	Acumuladas		Incrementos	
			$F_E(x)$	$F_T(x)$	$F_E(x)$	$F_T(x)$
FO inicial	0.03876	1	0.1515	0.1566	0.152	0.157
FO final	0.00245	2	0.2121	0.2029	0.061	0.046
w_1	0.12920	3	0.2121	0.2091	0.000	0.006
μ_1	0.10013	4	0.2121	0.2098	0.000	0.001
κ_1	7.21766	5	0.2121	0.2106	0.000	0.001
w_2	0.51320	6	0.2121	0.2241	0.000	0.013
μ_2	3.94560	7	0.3333	0.3594	0.121	0.115
κ_2	6.39697	8	0.6061	0.5940	0.273	0.255
w_3	0.33760	9	0.6970	0.7244	0.091	0.130
μ_3	6.11277	10	0.7879	0.7570	0.091	0.033
κ_3	3.74811	11	0.8182	0.8346	0.030	0.078
Suma de w_j	0.98000	12	1.0000	0.9955	0.182	0.161

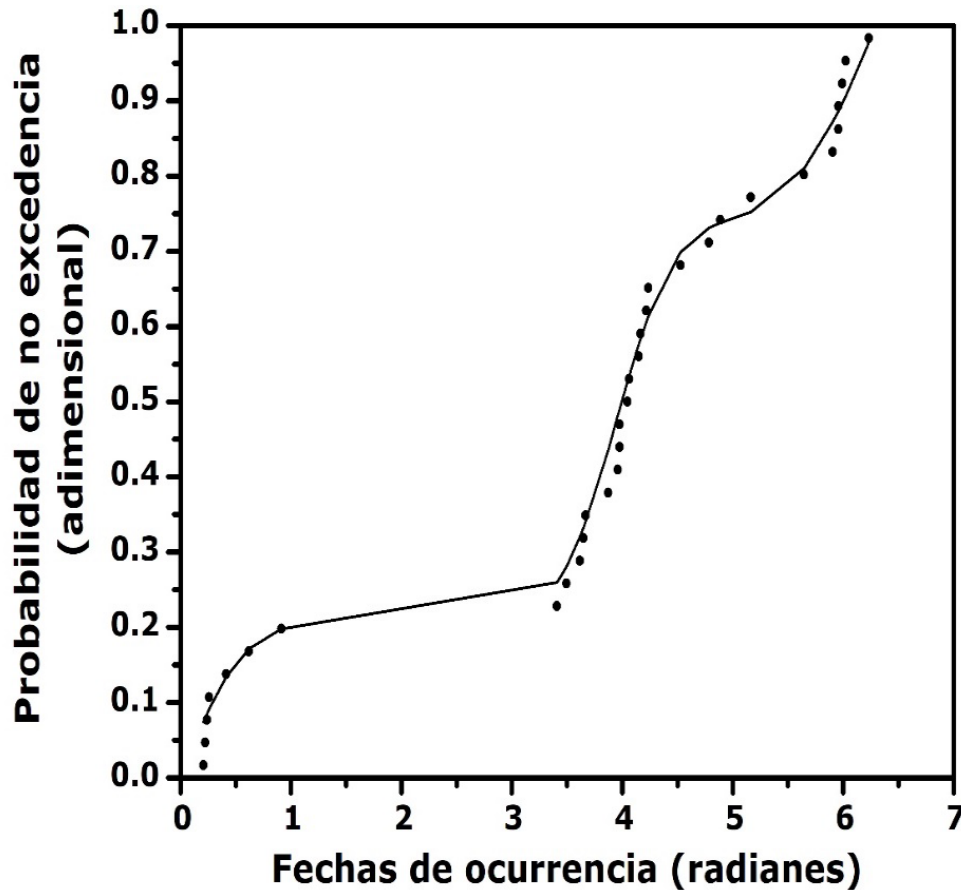


Figura 5. Ajuste tipo 3 de la distribución de von Mises a las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales registradas en la estación hidrométrica San Francisco.

Para la estación hidrométrica Huites, con los valores iniciales adoptados y citados de w_i , μ_i y κ_i , se obtiene el siguiente resumen de parámetros óptimos de la Tabla 9, después de 1 459 evaluaciones de la función objetivo (FO). En la Figura 6 se muestra el contraste de las 51

probabilidades de no excedencia empíricas y teóricas logradas con el ajuste tipo 3 de la dvM.

Tabla 9. Resultados del algoritmo Complex para el ajuste de tipo 3 en la estación hidrométrica Huites de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

Parámetros	Valor	No. mes	Acumuladas		Incrementos	
			$F_E(x)$	$F_T(x)$	$F_E(x)$	$F_T(x)$
FO inicial	0.04912	1	0.1569	0.1610	0.157	0.161
FO final	0.00292	2	0.2353	0.2321	0.078	0.071
w_1	0.17860	3	0.2549	0.2461	0.020	0.014
μ_1	0.40666	4	0.2549	0.2486	0.000	0.003
κ_1	5.38817	5	0.2549	0.2542	0.000	0.006
w_2	0.57650	6	0.2549	0.2798	0.000	0.026
μ_2	4.15254	7	0.3725	0.3701	0.118	0.090
κ_2	3.01271	8	0.5686	0.5487	0.196	0.179
w_3	0.23010	9	0.6863	0.7183	0.118	0.170
μ_3	6.18776	10	0.8235	0.7987	0.137	0.080
κ_3	6.97684	11	0.8431	0.8539	0.020	0.055
Suma de w_j	0.98530	12	1.0000	0.9987	0.157	0.145

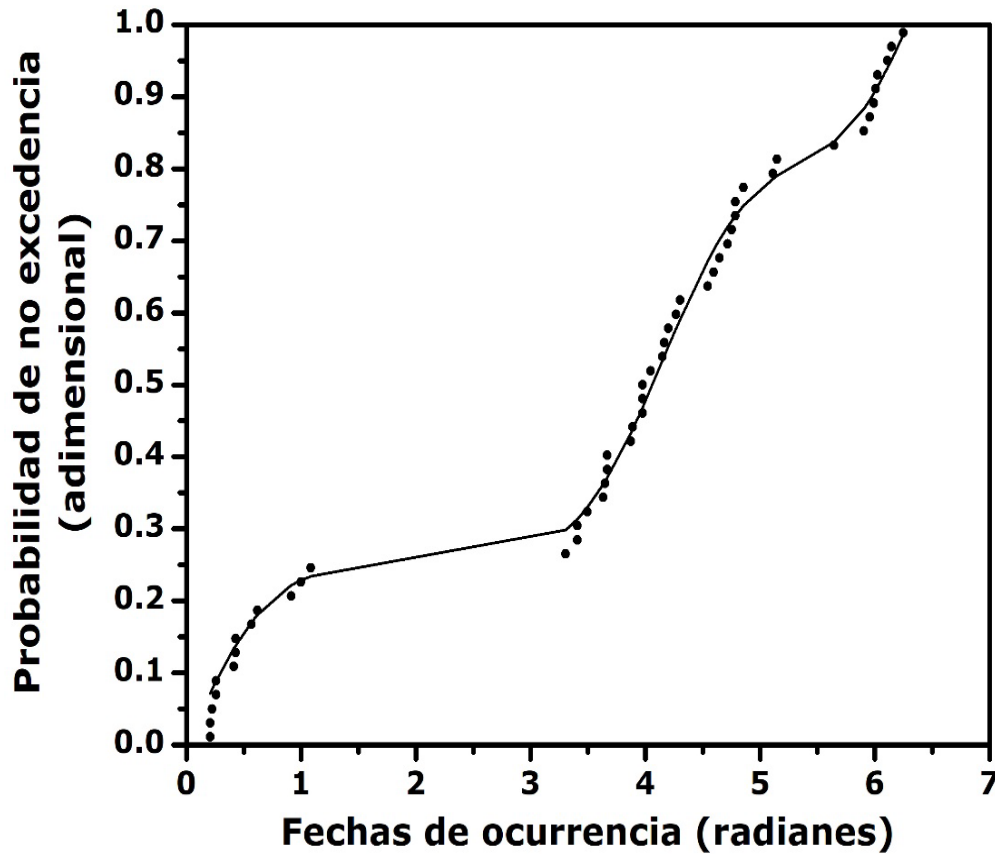


Figura 6. Ajuste tipo 3 de la distribución de von Mises a las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales registradas en la estación hidrométrica Huites.

Para la estación hidrométrica Jaina, en la Tabla 10 se exponen sus 56 años de gastos máximos anuales y fechas de ocurrencia.

Tabla 10. Gastos de las crecientes anuales y sus fechas de ocurrencia en la estación hidrométrica Jaina de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

No.	Q_{max} (m ³ /s)	Mes	Día	No.	Q_{max} (m ³ /s)	Mes	Día
1	2 065	Oct	2	29	357	Ago	24
2	6 991	Dic	9	30	1 109	Oct	27
3	580	Feb	28	31	932	Nov	24
4	714	Oct	9	32	1 349	Feb	22
5	747	Ago	10	33	680	Ago	31
6	771	Dic	4	34	488	Sep	4
7	693	Oct	8	35	900	Oct	24
8	2 614	Ene	26	36	791	Ago	31
9	2 336	Ene	13	37	989	Sep	27
10	437	Dic	15	38	1 620	Feb	5
11	594	Ago	22	39	400	Ago	18
12	546	Sep	17	40	2 832	Oct	8
13	516	Ago	19	41	4 440	Sep	30
14	1 600	Ene	15	42	179	Sep	19
15	639	Jun	27	43	694	Ago	13
16	362	Ago	28	44	494	Ene	26
17	2 232	Sep	21	45	416	Oct	2
18	616	Ago	18	46	518	Ago	13
19	2 003	Ene	12	47	105	Ago	23
20	795	Oct	31	48	227	Ago	20
21	1 137	Oct	5	49	638	Dic	29

No.	Q_{max} (m ³ /s)	Mes	Día	No.	Q_{max} (m ³ /s)	Mes	Día
22	1 226	Dic	12	50	309	Dic	23
23	454	Jul	29	51	372	Ene	17
24	650	Sep	2	52	216	Sep	23
25	958	Ago	15	53	199	Ago	21
26	900	Dic	17	54	174	Jul	18
27	1 338	Sep	14	55	169	Nov	12
28	340	Jul	17	56	713	Sep	3

Para los datos de la Tabla 10 de la estación de aforos Jaina y los valores iniciales adoptados y citados de w_i , μ_i y κ_i , se define el siguiente resumen de parámetros óptimos de la Tabla 11 después de 1 076 evaluaciones de la función objetivo (FO). En la Figura 7 se muestra el contraste de las 56 probabilidades de no excedencia empíricas y teóricas logradas con el ajuste tipo 3 de la dvM.

Tabla 11. Resultados del algoritmo Complex para el ajuste de tipo 3 en la estación hidrométrica Jaina de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México.

Parámetros	Valor	No. mes	Acumuladas		Incrementos	
			$F_E(x)$	$F_T(x)$	$F_E(x)$	$F_T(x)$
FO inicial	0.02575	1	0.1071	0.1130	0.107	0.113
FO final	0.00291	2	0.1607	0.1500	0.054	0.037
w_1	0.16850	3	0.1607	0.1578	0.000	0.008
μ_1	0.10894	4	0.1607	0.1596	0.000	0.002
κ_1	3.52386	5	0.1607	0.1621	0.000	0.003
w_2	0.68740	6	0.1786	0.1777	0.018	0.016
μ_2	4.25620	7	0.2321	0.2571	0.054	0.079
κ_2	3.68355	8	0.5000	0.4693	0.268	0.212
w_3	0.12410	9	0.6786	0.7083	0.179	0.239
μ_3	6.21950	10	0.8393	0.8225	0.161	0.114
κ_3	8.27296	11	0.8750	0.8787	0.036	0.056
Suma de w_j	0.98000	12	1.0000	0.9987	0.125	0.120

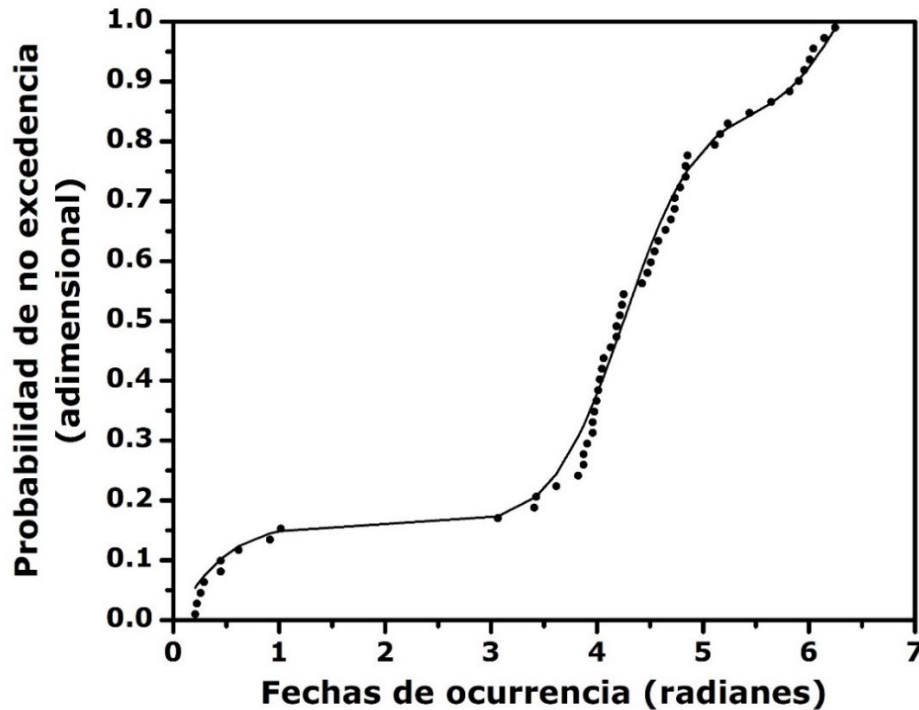


Figura 7. Histograma mensual y ajuste tipo 3 de la distribución de von Mises a las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales registradas en la estación hidrométrica Jaina.

Observaciones generales

En la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México, estudiada, el tamaño de cuenca y la ubicación que tienen sus estaciones hidrométricas definen el tipo de ajuste que se debe realizar para caracterizar



probabilísticamente las fechas de ocurrencia de sus crecientes anuales. Las cuencas montañosas grandes con áreas mayores a los 8 000 km² presentan régimen bimodal, con ajuste tipo 3 o mixto, como Huites, San Francisco, Santa Cruz y Jaina.

Las cuencas intermedias con áreas mayores de 5 000 km² tienen un régimen unimodal amplio que acepta un ajuste tipo 1 o estándar, tal es el caso de Palo Dulce, Ixpalino, La Huerta y Chinipas. Finalmente, todas las cuencas de la planicie costera con áreas de cuenca menores de los 2 000 km² exponen un régimen unimodal concentrado con ajuste tipo 2 o local.

En relación con la caracterización de las fechas de ocurrencia de las crecientes de esta región hidrológica, se considera importante continuar su estudio; por ejemplo, buscando relacionar sus regímenes (estándar, local y mixto) con las precipitaciones de los frentes fríos, las ciclónicas y las convectivas.

Conclusiones

Se ha descrito con detalle la *distribución de von Mises*, la cual permite la caracterización probabilística de las fechas de ocurrencia de las crecientes



anuales. Tales fechas son analizadas como datos circulares, y sus estadísticos de dirección media e índice de estacionalidad definen los dos parámetros de ajuste de tal distribución: su moda (μ) y su parámetro de concentración (κ). La distribución de von Mises es simétrica y se considera el equivalente de la distribución Normal para vectores o datos con dirección.

Cuando las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales acontecen a lo largo del año, y además muestran una concentración o *moda* única, la distribución de von Mises se ajusta de manera *estándar* con el método de máxima verosimilitud, el cual establece ecuaciones para μ y κ . La calidad de ajuste logrado se mide por medio de la suma de las diferencias entre probabilidades teóricas y empíricas elevadas al cuadrado (SDPC). Las probabilidades empíricas se asignaron con base en la fórmula de Gringorten.

Cuando las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales se concentran en una época del año, el ajuste de la distribución de von Mises se realizó mediante el algoritmo de Rosenbrock, que minimizó la función objetivo SDPC para buscar los parámetros óptimos μ y κ . Este ajuste se denominó *local*.

Por último, cuando las fechas de ocurrencia de las crecientes anuales muestran dos modas, la caracterización probabilística de tales fechas se buscó con una mezcla de tres distribuciones von Mises, cuyos nueve parámetros de ajuste óptimos se obtuvieron a través del algoritmo Complex, al minimizar la función objetivo SDPC, cuyas probabilidades

empíricas fueron las fechas de ocurrencia acontecidas en los 12 meses del año. Este ajuste se designó *mixto*.

En la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México, que fue estudiada, sus cuencas montañosas grandes ($> 8\,000\text{ km}^2$) presentan un régimen *bimodal* de fechas ocurrencia de sus crecientes anuales. En cambio, en las cuencas chicas ($< 2\,000\text{ km}^2$), sus fechas de ocurrencias de sus crecientes anuales se concentran en una época del año. Las cuencas cuyas fechas de ocurrencia de sus crecientes anuales acontecen a todo lo largo del año son las de tamaño intermedio y montañosas.

Agradecimientos

Se agradece a los árbitros anónimos C y D sus observaciones y correcciones sugeridas, las cuales permitieron eliminar errores de omisión y mejorar la redacción general, además de precisar los alcances del estudio.

Referencias

- Aldama, A. A., Ramírez, A. I., Aparicio, J., Mejía-Zermeño, R., & Ortega-Gil, G. E. (2006). *Seguridad hidrológica de las presas en México*. Jiutepec, México: Instituto Mexicano de Tecnología del Agua.
- Box, M. J. (1965). A new method of constrained optimization and a comparison with other methods. *Computer Journal*, 8(1), 42-52.



- Bunday, B. D. (1985). Theme 6.2. The Complex method. In: *Basic optimisation methods* (pp. 98-106). London, UK: Edward Arnold Publishers, Ltd.
- Burn, D. H. (1997). Catchment similarity for regional flood frequency analysis using seasonality measures. *Journal of Hydrology*, 202(1-4), 212-230. DOI: 10.106/S0022-1694(97)00068-1
- Campos-Aranda, D. F. (2003). Capítulo 7. Integración numérica y Capítulo 9. Optimización numérica (pp. 137-153 y 172-211). En: *Introducción a los métodos numéricos: software en Basic y aplicaciones en hidrología superficial*. San Luis Potosí, México: Editorial Universitaria Potosina.
- Campos-Aranda, D. F. (2014). Análisis regional de frecuencia de crecientes en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México. 1: índices de estacionalidad y regiones de influencia. *Agrociencia*, 48(2), 147-158.
- Campos-Aranda, D. F. (2017). Definición de tres épocas de crecientes utilizando estadísticos direccionales. *Tecnología y ciencias del agua*, 8(1), 155-165.
- Carta, J. A., Bueno, C., & Ramírez, P. (2008). Statistical modelling of directional wind speeds using mixtures of von Mises distributions: Case study. *Energy Conversion and Management*, 49(5), 897-907. DOI: 10.1016/j.enconman.2007.10.017

- Chen, L., Guo, S., Yan, B., Liu, P., & Fang, B. (2010). A new seasonal design flood method based on bivariate joint distribution of flood magnitude and date of occurrence. *Hydrological Sciences Journal*, 55(8), 1264-1280. DOI: 10.1080/02626667.2010.520564
- Chen, L., Singh, V. P., Guo, S., Fang, B., & Liu, P. (2013). A new method for identification of flood seasons using directional statistics. *Hydrological Sciences Journal*, 58(1), 28-40. DOI: 10.1080/02626667.2012.743661
- Cunderlik, J. M., Ouarda, T. B. M. J., & Bobée, B. (2004). Determination of flood seasonality from hydrological records. *Hydrological Sciences Journal*, 49(3), 511-526. DOI: 10.1623/hysj.49.3.511.54351
- Davis, P. J., & Polonsky, I. (1972). Chapter 25. Numerical interpolation, differentiation and integration. In: Abramowitz, M., & Stegun, I. A. (eds.). *Handbook of mathematical functions*, 9th print. (pp. 875-926). New York, USA: Dover Publications.
- Durrans, S. R., Eiffe, M. A., Thomas Jr., W. O., & Goranflo, H. M. (2003). Joint seasonal/annual flood frequency analysis. *Journal of Hydrologic Engineering*, 8(4), 181-189. DOI: 10.1061/(ASCE)1084-0699(2003)8:4(181)
- Escalante-Sandoval, C. A., & Reyes-Chávez, L. (2002). Capítulo 9. Análisis conjunto de eventos hidrológicos. En: *Técnicas estadísticas en hidrología* (pp. 203-246). México, DF, México: Facultad de Ingeniería de la UNAM.

- Genest, C., & Chebana, F. (2017). Copula Modeling in Hydrologic Frequency Analysis. In: Singh, V. P. (ed.). *Handbook of applied hydrology* (2nd ed.) (pp. 30.1-30.10). New York, USA: McGraw-Hill Education.
- Khedun, C. P., Singh, V. P., & Byrd, A. R. (2019). Joint probability of extreme streamflow and its day of occurrence. *Journal of Hydrologic Engineering*, 24(8), 06019005:1-8. DOI: 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0001813
- Kite, G. W. (1977). *Frequency and risk analyses in hydrology*. Fort Collins, USA: Water Resources Publications.
- Kottegoda, N. T., & Rosso, R. (2008). Theme 3.5. Copulas. In: *Applied statistics for civil and environmental engineers* (2nd ed.) (pp. 154-157). Oxford, UK: Blackwell Publishing.
- Kuester, J. L., & Mize, J. H. (1973). Chapter 9. Multivariable unconstrained methods. III. ROSENB algorithm. In: *Optimization techniques with Fortran* (pp. 320-330). New York, USA: McGraw-Hill Book Co.
- Metcalf, A. V. (1997). Theme 2.4.4. Vector variables and von Mises distribution. In: *Statistics in civil engineering* (pp. 31-32). London, UK: Arnold Publishers.
- Meylan, P., Favre, A. C., & Musy, A. (2012). *Predictive hydrology. A frequency analysis approach*. Boca Raton, USA: CRC Press.
- Nieves, A., & Domínguez, F. C. (1998). Sección 6.2. Cuadratura de Gauss. En: *Métodos numéricos. aplicados a la ingeniería* (pp. 416-425). México, DF, México: Compañía Editorial Continental.

- Olver, F. W. J. (1972). Chapter 9. Bessel functions of integer order. In: Abramowitz, M., & Stegun, I. A. (eds.). *Handbook of Mathematical Functions* (9th print) (pp. 355-436). New York, USA: Dover Publications.
- Ramírez-Orozco, A. I., Gutiérrez-López, A., & Ruiz-Silva, H. L. (2009). Análisis de la ocurrencia en el tiempo de los gastos máximos en México. *Ingeniería hidráulica en México*, 24(1), 115-124.
- Rao, A. R., & Hamed, K. H. (2000). *Flood frequency analysis*. Boca Raton, USA: CRC Press.
- Rosenbrock, H. H. (1960). An automatic method of finding the greatest or least value of a function. *Computer Journal*, 3(3), 175-184.
- Stedinger, J. R., Vogel, R. M., & Foufoula-Georgiou, E. (1993). Chapter 18: Frequency analysis of extreme events. In: Maidment, D. R. (ed.). *Handbook of Hydrology* (pp. 18.1-18.66). New York, USA: McGraw-Hill Inc.
- Stedinger, J. R. (2017). Flood frequency analysis. In: Singh, V. P. (ed.). *Handbook of Applied Hydrology* (2nd ed.) (pp. 76.1-76.8). New York, USA: McGraw-Hill Education.
- Teegavarapu, R. S. V., Salas, J. D., & Stedinger, J. R. (2019). *Statistical analysis of hydrologic variables*. Reston, USA: American Society of Civil Engineers.
- Yue, S., & Rasmussen, P. (2002). Bivariate frequency analysis: Discussion of some useful concepts in hydrological application. *Hydrological Processes*, 16(14), 2881-2898. DOI: 10.1002/hyp.1185

- Zhang, L., & Singh, V. P. (2006). Bivariate flood frequency analysis using the Copula method. *Journal of Hydrologic Engineering*, 11(2), 150-164. DOI: 10.1061/(ASCE)1084-0699(2006)11:2(150)
- Zhang, L., & Singh, V. P. (2019). Chapter 3. Copulas and their properties. In: *Copulas and their applications in water resources engineering* (pp. 62-122). Cambridge, UK: Cambridge University Press.

DOI: 10.24850/j-tyca-14-02-07

Articles

Assessment of two low-cost geological materials as adsorbents for arsenic

Evaluación de dos materiales geológicos de bajo costo como adsorbentes para As

Oscar Coreño-Alonso¹, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1966-4061>

Leticia Elena González-Gómez², ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8078-8667>

Juan Coreño-Alonso³, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9800-7814>

¹Facultad de Ingeniería Civil, Universidad de Guanajuato, Guanajuato, México, ocoreno@ugto.mx

²Licenciatura en Ingeniería Ambiental, Universidad de Guanajuato, Guanajuato, México, legogo1419@gmail.com

³División de Ingenierías, Universidad de Guanajuato, Guanajuato, México, jcorenoalonso@gmail.com

Corresponding author: Juan Coreño, jcorenoalonso@gmail.com

Abstract

Two easily accessible local materials, kaolin, and sediments from the reservoir of a dam, were evaluated to compare their efficiencies as adsorbents for As. The kaolin sample was composed mainly by kaolinite and quartz, while the sediments contained illite, montmorillonite and quartz. Also, iron, calcium and magnesium minerals were present as minor components. The adsorption experiments were performed using batch equilibrium techniques. The samples were chemically treated using piranha solution, and trimesic acid, to study their effects on the adsorption capacity. The piranha treatment seems to be a good alternative to improve the adsorption capacity of kaolin. However, the intact reservoir sediments showed higher efficiencies than the intact or treated kaolin. On the other hand, the initial uptake of trimesic acid showed only a slightly positive effect on the arsenic uptake of the reservoir sediments. Most of the arsenic adsorption seems to be due to the finest particles of the sediments, composed mainly of iron minerals, while the organic matter contributes scarcely to the arsenic uptake. The influences of pH, contact time, initial arsenic concentration, and chemical treatments were studied. Freundlich and Dubinin-Kaganer-Radushkevich isotherm models were used to evaluate the arsenic uptake capacity of the intact and trimesic acid treated reservoir sediments. Maximum arsenic adsorption was completed almost within five hours of reaction, reaching a measured sorption capacity of 137 mg/kg for the intact sediments, slightly lower than for the trimesic treated sediments.

Keywords: arsenic, aluminosilicates, low-cost adsorbent, piranha reagent, sediment, trimesic acid, kaolinite.

Resumen

Dos materiales locales fácilmente accesibles, caolín y sedimentos de un embalse, se evaluaron para comparar sus eficiencias como adsorbentes para arsénico. La muestra de caolín estaba compuesta sobre todo de caolinita y cuarzo, mientras que los sedimentos constaban de illita, montmorillonita y cuarzo. Componentes en menores proporciones fueron minerales de hierro, calcio y magnesio. Se realizaron experimentos de adsorción por lotes para medir la influencia del pH, tiempo de contacto, concentración inicial de arsénico y tratamientos químicos, los cuales se llevaron a cabo utilizando reactivo piraña y ácido trimésico para estudiar sus efectos en la capacidad de adsorción. El reactivo piraña parece ser una buena alternativa para mejorar la capacidad de absorción del caolín, mientras que la adsorción inicial usando ácido trimésico tiene solo un ligero efecto positivo en los sedimentos del embalse. Los sedimentos sin tratar mostraron mayores capacidades de adsorción que el caolín natural o tratado. Una gran parte de la adsorción parece deberse a las partículas más finas de los sedimentos, compuestas principalmente de minerales de hierro, en tanto que la materia orgánica casi no contribuye a la adsorción. Se emplearon los modelos de Freundlich y Dubinin-Kaganer-Radushkevich para evaluar la capacidad de adsorción de arsénico de los sedimentos intactos y tratados con ácido trimésico. La máxima capacidad de adsorción observada experimentalmente fue de 137 mg/kg para los

sedimentos intactos después de cinco horas de reacción, que es ligeramente inferior a la medida para los tratados con ácido trimésico.

Palabras clave: arsénico, aluminosilicatos, adsorbente de bajo costo, reactivo piraña, sedimento, ácido trimésico, caolín.

Received: 04/08/2020

Accepted: 15/10/2021

Introduction

The continuous intake of arsenic through the direct or indirect consumption of contaminated water is associated with chronic health problems, such as various types of cancer or skin lesions. The World Health Organization (WHO) (WHO, 2010) considers arsenic one of the ten most chemical concerns for public health, establishing a guideline value of 10 $\mu\text{g/l}$ of arsenic in drinking water for human consumption. The presence of arsenic in water may be due to the mobilization under natural conditions; however, anthropogenic pollution creates further impact (Mohan & Pittman, 2007).

In lakes and river waters, As(V) is generally the dominant species, while in groundwaters the ratio of As(III) to As(V) can vary enormously,

as a result of large variations in aquifer redox conditions, redox gradients, and history. High concentrations of arsenic in groundwater is a very widespread problem (Mohan & Pittman, 2007).

Several methods for arsenic adsorption in water have been reported. These comprise studies of precipitation and coprecipitation, coagulation, ion exchange, adsorption, among others. In the case of adsorption, many materials have been studied, such as those based on different types of activated carbon, aluminum, or iron compounds, biosorbents, and surface modified adsorbents, like coated sands, or alumina. A recently report published by the United Nations University (UNU) (UNU, 2018) has pointed out that, in spite of the laboratory-level successes on As remediation, there are certain difficulties to transfer this knowledge into sustainable impacts on the ground. Limitations of existing remediation technologies may include high maintenance costs, or the need of specific controlled conditions to be effective. Other methods may generate toxic components, or secondary contaminants that would need additional treatment. On the other hand, the operation costs have also to be considered. At this respect, it is suggested that costs can be reduced by using efficient locally available materials, such as soils and sands, which are already used in Argentina, India and Vietnam (Bundschuh *et al.*, 2011; Berg *et al.*, 2006; Mondal *et al.*, 2017).

In Mexico, arsenic is present at high levels in groundwater in some north-central, north-west, and central regions of the country. In Guanajuato State, Central Mexico, groundwater is the only source of drinking water for a number of cities, and arsenic concentrations higher

than the limit of the Mexican Standard for drinking water, 0.025 mg/l, can be found in some drinking water wells (Rodríguez, Morales-Arredondo, & Rodríguez, 2016).

The aim of this work is to assess two local materials from the state of Guanajuato as arsenic adsorbents. Both were evaluated in their natural form, and after surface chemical modification, using piranha reagent and trimesic acid (TMA), as alternatives to improve their arsenic adsorption capacities. One of them is a kaolin, waste material from the natural clay used for pottery production. The other material are sediments from the reservoir of the dam La Esperanza, near the city of Guanajuato. This reservoir suffers a significant siltation problem, thus the possible use of the sediments as arsenic adsorbents could help to relieve it.

Materials and methods

Sediments and chemical treatments

Two surface sediment samples, identified as M1, and M2, were collected from the reservoir of the La Esperanza dam, 3 kilometers from

Guanajuato city, in the state of Guanajuato, México. The samples were selected based on their different reddish coloration, i.e., possible distinct iron content. Gravel, roots and leaves were taken away manually. The resultant sediments were oven-dried at 60 °C, for four days, homogenized, and ground to pass through 200 mesh. Kaolin sample was obtained from Comonfort, Guanajuato, Mexico. Soil particle-size determination was carried out according to the method by Kettler, Doran and Gilbert (2001). The removal of organic matter was performed placing 25 g of each sample in a 500 cm³ beaker, and adding 50 cm³ of distilled water, and 25 cm³ of 30 % H₂O₂. The suspension was placed in a boiling water bath. The treatment was allowed to proceed until the reaction ceased, and the solution became clear. Then, a new portion of H₂O₂ was added without removal of the clear liquid. This treatment was repeated twice. The supernatant was removed, and the samples were washed with distilled water, filtered, and air-dried for one day. For the treatment with piranha reagent, 10 g of the sample were immersed in 50 cm³ of a piranha solution (5:1 concentrated sulphuric acid/H₂O₂ 35 %, v/v), at 80 °C for 2 h. The supernatant was discarded, the samples were washed twice with 100 cm³ of running water, and finally, with a 1M NaOH solution, until pH around 7 was obtained. Finally, the samples were air-dried for one day. Trimesic acid (TMA) adsorption was conducted following the method reported by Saha, Chakraborty and Das (2009).

Adsorption experiments, and determination of point of zero charge

An stock aqueous solution (100 ppm) of arsenic was prepared from H_3AsO_3 oxidation by chlorine, according to Clifford and Ghurye (2001). The solutions used for each experiment were prepared by dilution of this stock solution. All the adsorption experiments were conducted by the batch technique, using a solid/liquid ratio of 1 g/40 cm^3 , at room temperature ($25\text{ }^\circ\text{C} \pm 1\text{ }^\circ\text{C}$). The experiments were carried out in 15 cm^3 screw capped vials, containing 10 cm^3 of the desired arsenic solution, and 0.25 g of sediment, and mixed using a tube rotator shaker. After each reaction time, the suspensions were centrifuged, and the supernatant was stored under refrigeration. All experiments were performed in duplicate. To determine the influence of contact time, a set of experiments were carried out at different adsorption times, at natural pH 5.9, and 1.38 ppm initial arsenic concentration. Another set of experiments were performed to study the effect of pH by varying the initial solution pH values (pH 3, 5, 7 and 9), and 1.38 ppm initial arsenic concentration. Isotherms were studied with varying concentrations of arsenic (0.3 to 3.74 ppm), with fixed amount of adsorbent, at natural pH. Since no speciation of As(III) and As(V) was performed, the adsorption of arsenic is considered as total As along the text.

The arsenic uptake, Q (mg/g), and percentage of adsorption were calculated using the next equations:

$$Q = V * \frac{(C_i - C_f)}{m}$$

$$\% \text{ adsorption} = 100 * \frac{(C_i - C_f)}{C_i}$$

where C_i and C_f are the concentrations (mg/l) of As in the initial and final solutions, respectively, V is the volume of the reacting solutions (l), and m is the weight (g) of the adsorbents.

The point of zero charge (pH_{pzc}) was estimated by using the drift method (Khan & Sarwar, 2007). 0.08 g of the samples were suspended in 40 cm³ of a 0.1M NaCl varying the initial solution pH values from ~3 to pH ~9, increasing the initial pH around 1 unit for each experiment. The initial pH values were adjusted with 0.001 M NaOH or 0.001 M HCl solutions. The suspensions were stirred for 6h, at 250 rpm, at room temperature. After this time, the suspensions were centrifuged, and final pH of the liquids were measured again to obtain the final pH of each suspension.

Instrumentation

Arsenic in solutions was determined by hydride generation atomic absorption spectrometry, using a PerkinElmer Analyst 100 Spectrometer. Scanning electron microscopy, SEM, was carried out using a JEOL JSM-6010 PLUS/LA device, with incorporated JEOL detector for energy dispersive analysis of X-rays, EDS. For X-ray diffraction, XRD, a Rigaku Ultima IV diffractometer, with Ni filter, and Cu K α_1 radiation was used. Energy dispersive X-ray fluorescence, XRF, was performed using a Rigaku Nex CG spectrometer, equipped with an X-ray tube with Pd anode. FTIR spectra were recorded using a PerkinElmer Spectrum 100 spectrophotometer in KBR disks.

Results and discussion

Figure 1 corresponds to the powder XRD pattern of the M2 intact sample, M2 treated with hydrogen peroxide (M2HP), and with this treatment followed by piranha reagent (M2PR). The identified phases were: montmorillonite (Krupskaya *et al.*, 2017), illite-1 (Gualtieri, 2000), illite-

2 (Drits, Zviagina, McCarty, & Salyn, 2010), and quartz. Similar phases were detected for the intact sample M1. After treatment with hydrogen peroxide, the peak corresponding to montmorillonite disappears. This may be due to an indirect dissolution promoted by hydrogen peroxide, as has been reported for other aluminosilicates (Lavkulich & Wiens, 1970).

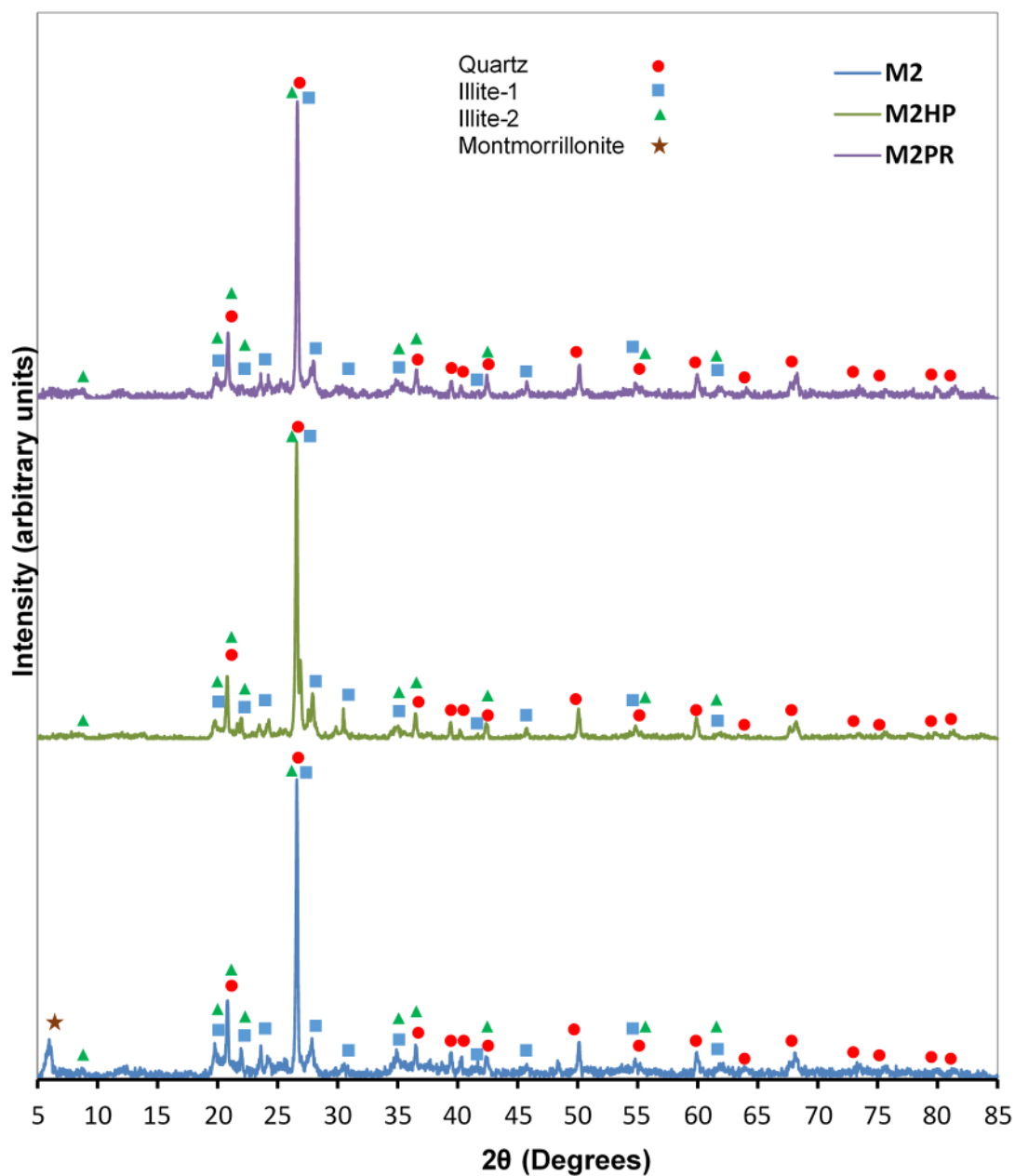
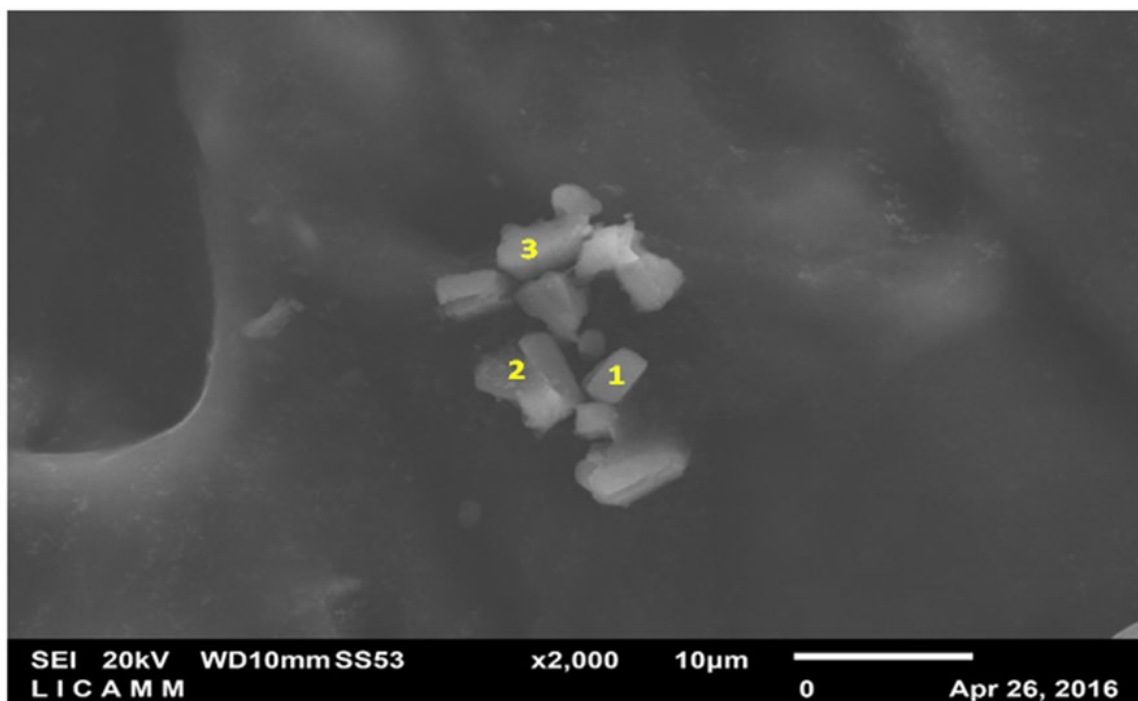


Figure 1. XRD patterns for intact soil M2, hydrogen peroxide treated soil, M2HP and piranha reagent treated sample M2PR.

In addition, the presence of other compounds such as calcium oxide and carbonate, in percentages lower than 5 %, thus not detected by XRD, is assumed. This is deduced from the EDS analysis of some single particles of the sediments shown in Figure 2, and Table 1.



	Particle 1		Particle 2		Particle 3	
Element	Weight %	Atomic %	Weight %	Atomic %	Weight %	Atomic %
O	75.45	88.50	64.66	80.81	76.27	88.37
Si	0.0	0.0	7.32	5.21	0.0	0.0
Al	0.0	0.0	0.0	0.0	2.92	2.01
Ca	24.55	11.50	28.03	13.98	20.81	9.62

Figure 2. SEM images of selected particles of the M2 sediments after hydrogen peroxide treatment, M2HP, and their composition determined by EDS analysis.

Table 1. XRF analysis of the intact samples, M1 and M2, and of the samples treated with piranha reagent, M1PR and M2PR, respectively. (Values in weight percent).

Element	M1	M2	M1PR	M2PR
Mg	0.917	0.94	0.59	0.52
Ca	0.88	0.89	0.46	0.51
Fe	4.77	4.7	2.47	2.24
Al	8.22	8.46	8.70	8.78
Si	21.45	21.5	25.50	25.85
K	1.48	1.57	1.81	1.76
O	62.02	61.53	60.40	59.54

Table 1 presents the XFR analysis of the intact, and chemically treated samples. As can be seen, the piranha reagent diminished around 50 % the Fe content, from 4.77 % and 4.7 % to 2.47 % and 2.24 %, for M1 and M2, respectively. Also, the percentage of O lowered 2 %, on average, and the contents of Ca and Mg decreased from approximately 0.9 % to around 0.45 %. On the contrary, the percentages of Si, Al and K increased around 5, 0.4, and 0.25 %, on average, respectively. Arsenic was detected in percentages close to 0.002% in both intact soils. Other present elements (not shown in Table 1) were S, Cl, Ti, V, Cr, Mn, Co, Ni, Cu, Zn, and Ga, in concentrations lower than 0.1 %.

Figure 3 shows the powder XRD pattern of the kaolin sample. This is a clay consisting of about 65 % of kaolinite, being quartz the main accessory phase.

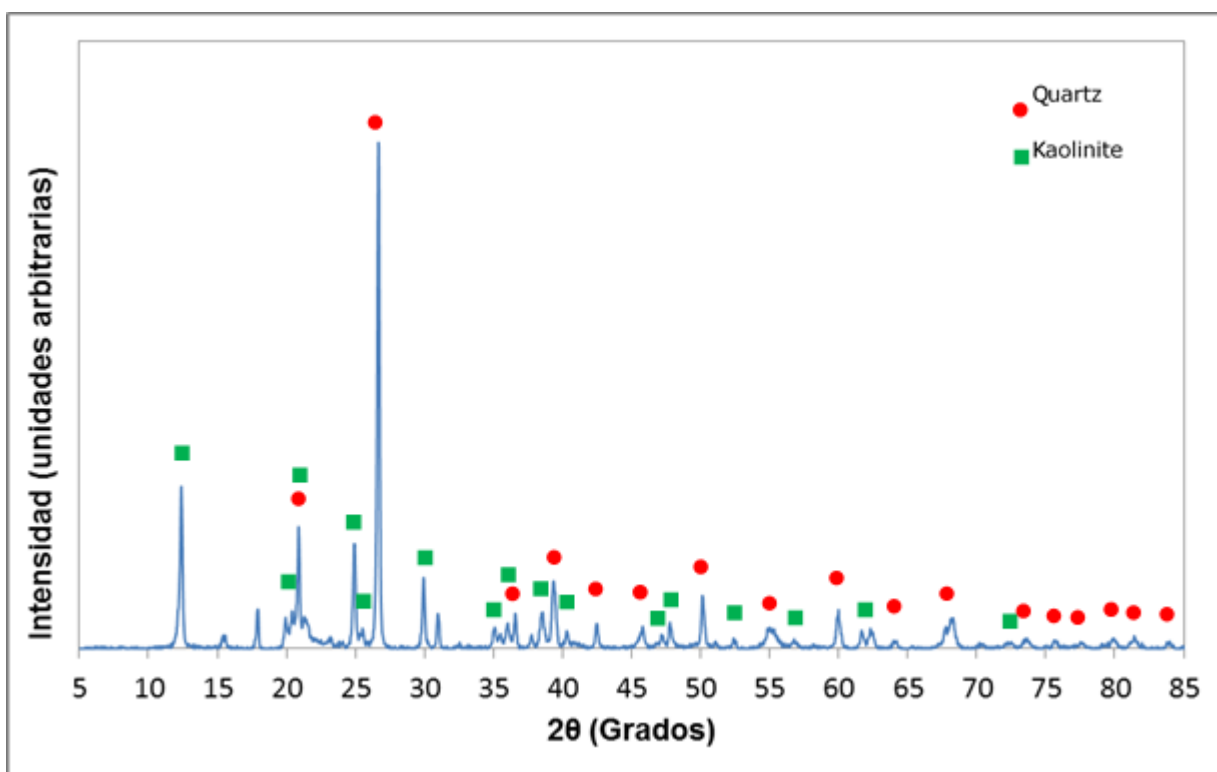


Figure 3. XRD pattern of the kaolin sample.

The piranha reagent is a strong oxidizing agent that can break surface Al-O-Al bonds to form -Al-OH groups (Coreño, Coreño, & Guerrero-Paz, 2018), and it augments the number of -SiOH groups in glass surfaces (Kalani *et al.*, 2007). The effect of this reagent on the sediments can be seen in Table 2. After the treatment, the silt content

increase of the samples is close to the percentage of sand decrease for the two samples. Likewise, in a M2PR suspension, no suspended particles were noted after 5 minutes of stirring followed by 3 hours of rest, while in a M2HP suspension, those particles were observed, in addition to the settled ones.

Table 2. Textural analysis of M1 and M2 samples before, and after the piranha treatment (PR).

Component	M1 before PR	M1 after PR	M2 before PR	M2 after PR
Sand (%)	17.87	6.45	23.53	6.51
Silt (%)	73.67	83.71	68.53	84.93
Clay (%)	8.46	9.84	7.94	8.56

On the other hand, the loss of the sediments reddish coloration, attributed to iron compounds, was also observed after the piranha treatment. The piranha reagent dissolved Fe, Ca, and Mg compounds soluble under acidic conditions, such as oxides and carbonates. However, as in the case of the sand fragmentation to form silt particles after the piranha treatment, it could also have dissolved very fine aluminosilicate clay particles.

Table 3 reports the arsenic adsorption capacity for an initial concentration of 0.75 ppm, after 5-h contact time. It can be observed that

the arsenic consumption was practically total for the intact sediments, and that it diminished 2 % after the organic matter removal by hydrogen peroxide, although it constitutes 13 % by weight (Table 4).

Table 3. Percentage of arsenic adsorbed for different chemical treatments.

Sample treatment	M1	M2	Kaolin
Intact Soil	99	99	25
Hydrogen peroxide (HP)	97	97	---
HP and trimesic acid	98	98	
Piranha reagent (PR)	13	39	68
PR and trimesic acid	64	45	30

Table 4. Percentage of weight loss of the sediments after chemical treatments.

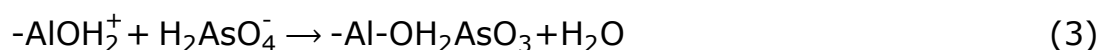
Sample	Hydrogen peroxide	Piranha reagent
M1	16.6	11.24
M2	9.8	12.36

The adsorption of trimesic acid after hydrogen peroxide treatment did not have an appreciable effect on the arsenic uptake. However, when the piranha reagent was used, the adsorption capacity decreased to 13

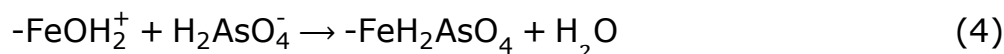
% and 39 %, for M1 and M2, respectively, while the weight loss was only 12 %, on average (Table 4).

In the case of the kaolin sample, it showed an adsorption capacity of 25 %, within the range of the sediments treated with piranha reagent, composed mainly by aluminosilicates. After the piranha treatment, the arsenic adsorption on kaolin increased to 68 % (Table 3), which could be due to an increment in the porosity, and surface area. For high surface zeolites (Chutia, Kato, Kojima, & Satokawa, 2009), it has been reported that a higher percentage of mesoporosity favors the arsenate adsorption performance. Factors such as uniform pore size, and an interlinked pore system have also been reported to improve arsenic adsorption, in mesoporous alumina (Kim, Kim, Choi, Rengaraj, & Yi, 2004). For mineral zeolites, whose porosity system is bidisperse, composed mainly by clinoptilolite, it has been proposed that micropores do not take part in the arsenic uptake after HCl treatment (Elizalde-González, Mattusch, Wennrich, & Morgenstern, 2001). It has also been reported that natural laterite clay showed a noticeable increase in arsenic adsorption, after treatment with HCl, attributed to a higher surface area, higher average pore diameter, and volume, and increased amount of active sites. However, the adsorption diminished if the treatment dissolved Fe, and Al compounds of the clay (Maiti, Basu, & De, 2010). Thus, it is possible that kaolinite might have developed certain extent of mesoporosity after the treatment. Besides, it would be expected the formation of -Al-OH groups, as for the sediments, after the break-up of Al-O-Al bonds.

The -Al-OH sites are active towards arsenic adsorption. In the case of arsenate, these sites once positively charged (Equation (1)), can uptake the anion both due to a Coulombic attraction without subsequent chemical interaction (Equation (2)), or by adsorption followed by chemical interaction (Equation (3)) (Chutia *et al.*, 2009; Höll, 2010; Manning & Goldberg, 1997):



For soils containing iron compounds, arsenate uptake has been related significantly with crystalline and no crystalline iron forms, and to clay content in a smaller extent (Bundschuh *et al.*, 2011; Jiang *et al.*, 2005; Manning & Goldberg, 1997). In the case of iron (hydr)oxides, the adsorption could take place according to Equation (4) (Escudero, Fiol, Villaescusa, & Bollinge, 2009):



In the sediment samples M1 and M2, whose clay content is less than 10 %, this would mainly explain the arsenic adsorption. Thus, the

negative effect of the dissolution of iron compounds and of very fine aluminosilicate particles, on the arsenic adsorption after the piranha reagent, seems to be much higher than the positive effect due to the possible increment of pore volume, and to the formation of new -AlOH groups.

Figure 4 shows the FTIR spectra for the intact M2 sample (Figure 4a), and after the different treatments (Figures 4b and 4c). The band around $1\,640\text{ cm}^{-1}$ is due to strongly adsorbed water on -AlOH groups (Modolo-Segal *et al.*, 2018), and the smaller peak in $1\,420\text{ cm}^{-1}$ is attributed to the presence of a carbonated mineral (Vaculíková & Plevová, 2005). After the hydrogen peroxide treatment, a small unassigned band was observed at $1\,320\text{ cm}^{-1}$ (Figures 4b and 4c). The adsorption of TMA on M2HP sample (M2HP-TMA) originated a small band around $1\,380\text{ cm}^{-1}$ (Figure 4c), attributed to the symmetric deformation of the TMA carboxylate groups adsorbed on Al-OH moieties (Borah & Mahiuddin, 2008). These sites have been proposed to enhance phosphate adsorption on TMA adsorbed by alumina (Saha *et al.*, 2009). Given the chemical similarity between the phosphate and arsenate anions, it would explain the increase on the arsenic adsorption, after the TMA adsorption on the samples treated with piranha reagent (Scheme 1), which raised to 45 and 65 % for M2PR-TMA and M1PR-TMA, respectively (Table 3).

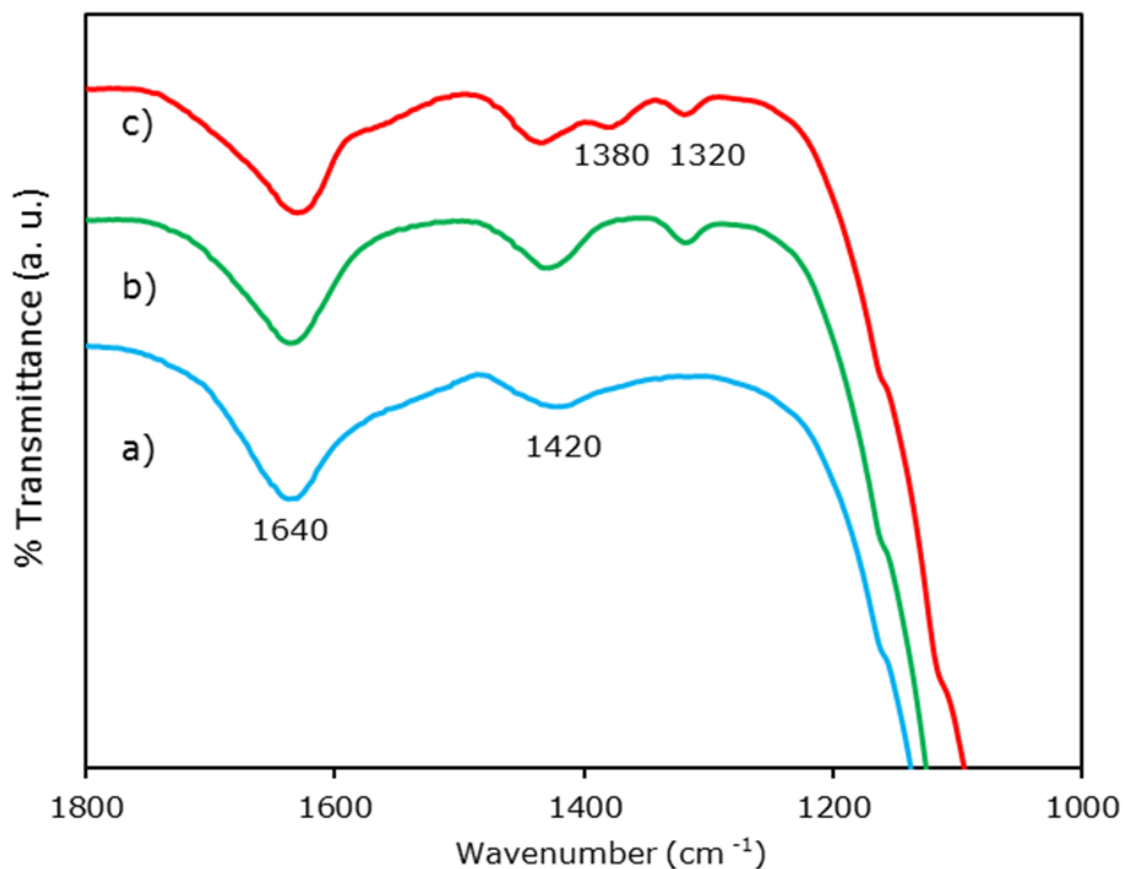
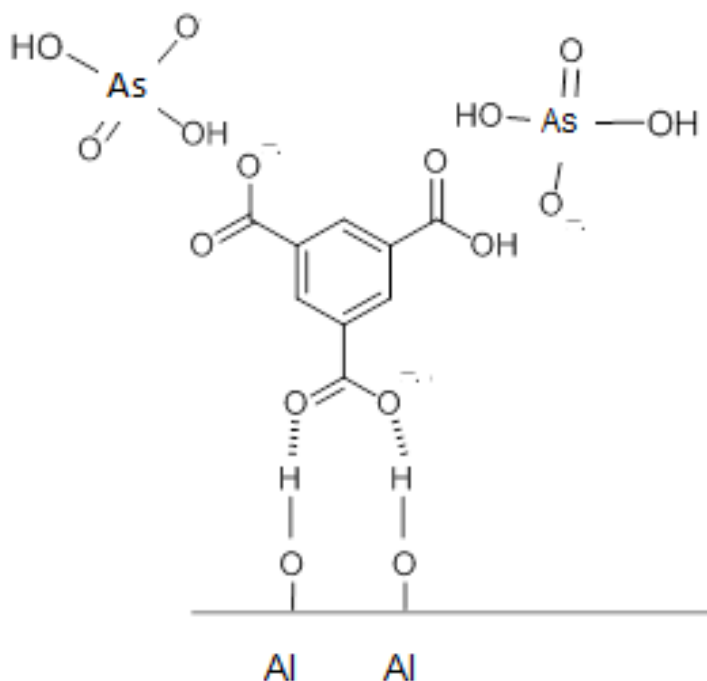


Figure 4. FTIR spectra for the intact M2 sample, M2 after hydrogen peroxide treatment, M2HP, and M2HP after TMA treatment, M2HP-TMA.



Scheme 1.

For kaolin, an increase on As adsorption, higher than 68 %, would have been expected after the TMA adsorption. However, it was only 5 % higher than the intact kaolin (Table 3). Reported As(V) adsorption capacities on samples containing 90% of kaolin, and ~10 % illite varied from 24 to 30 mg/kg at pH 5 and 7, respectively (Cornu, Breeze, Saada, & Baranger, 2003). In the present case, the measured capacity was 7.5 mg/kg, very possibly due to its higher quartz content, ~35 %, and to a low surface area, and pore volume, although an increment to 20.4 mg/kg

was observed, after the piranha treatment, possibly due to a raise of those characteristics.

The intact reservoir sediments M1, and M2, showed four times higher As removal efficiencies than kaolin (Table 3). Samples M1, and M2 didn't show appreciable differences on composition, and their As uptake capacities were equal, and close to M1HP-TMA and M2HP-TMA. Thus, As adsorption was evaluated as a function of time, pH, and variable initial As concentration, only for the M2, and for M2HP-TMA samples.

The effect of initial pH on arsenic adsorption for M2, and M2HP-TMA samples is shown in Figure 5. The M2 arsenic uptake values are around 10 % higher than the measured for M2HP-TMA, except for pH 7, where it is 7 % lower. At this pH, the M2HP-TMA sample reached a maximum adsorption, 25 and 15 % higher than the observed at pH 3, and pH 9, respectively. The pK_a^2 value of arsenic acid is ~ 6.9 , and the pH_{pzc} are ~ 6.7 , and ~ 6.3 for M2, and M2HP-TMA, respectively (Figure 6). The pH_{pzc} is the pH value of an adsorbent suspension where the net surface charge is zero. Thus, above pH 7 it would be expected a lower arsenic adsorption because the predominant species is $HAsO_4^-$, while the adsorbents surfaces becomes negatively charged, which increases the electrostatic repulsion between them. The arsenic uptake showed a noticeable decrement at pH 9, for M2HP-TMA. In the case of M2, there was only ~ 2 % increment from pH 7 to pH 9, while it raised 10 % from pH 3 to pH 7.

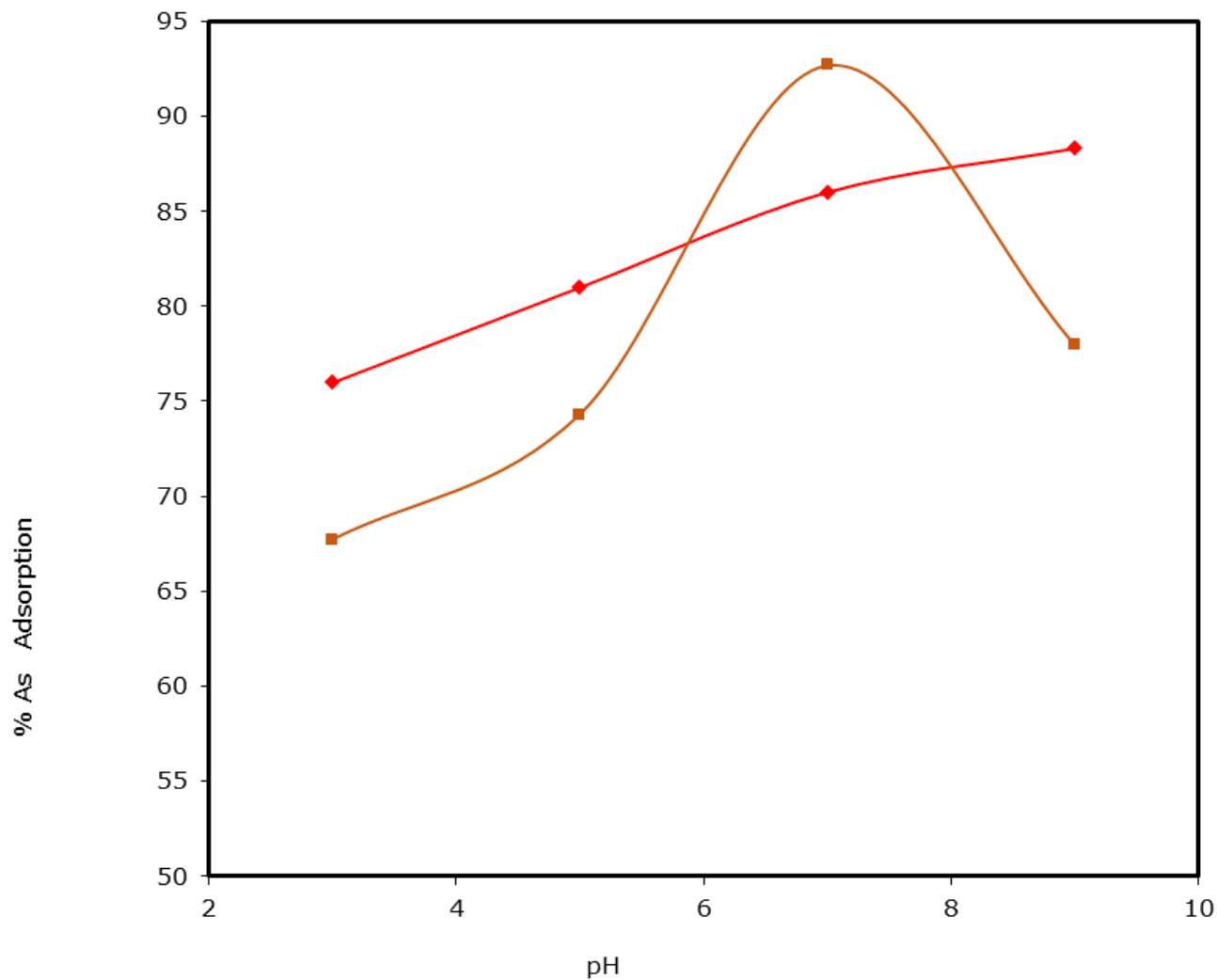


Figure 5. Effect of initial pH on arsenic adsorption for M2 and M2HP-TMA, using a 1.38 ppm initial arsenic concentration.

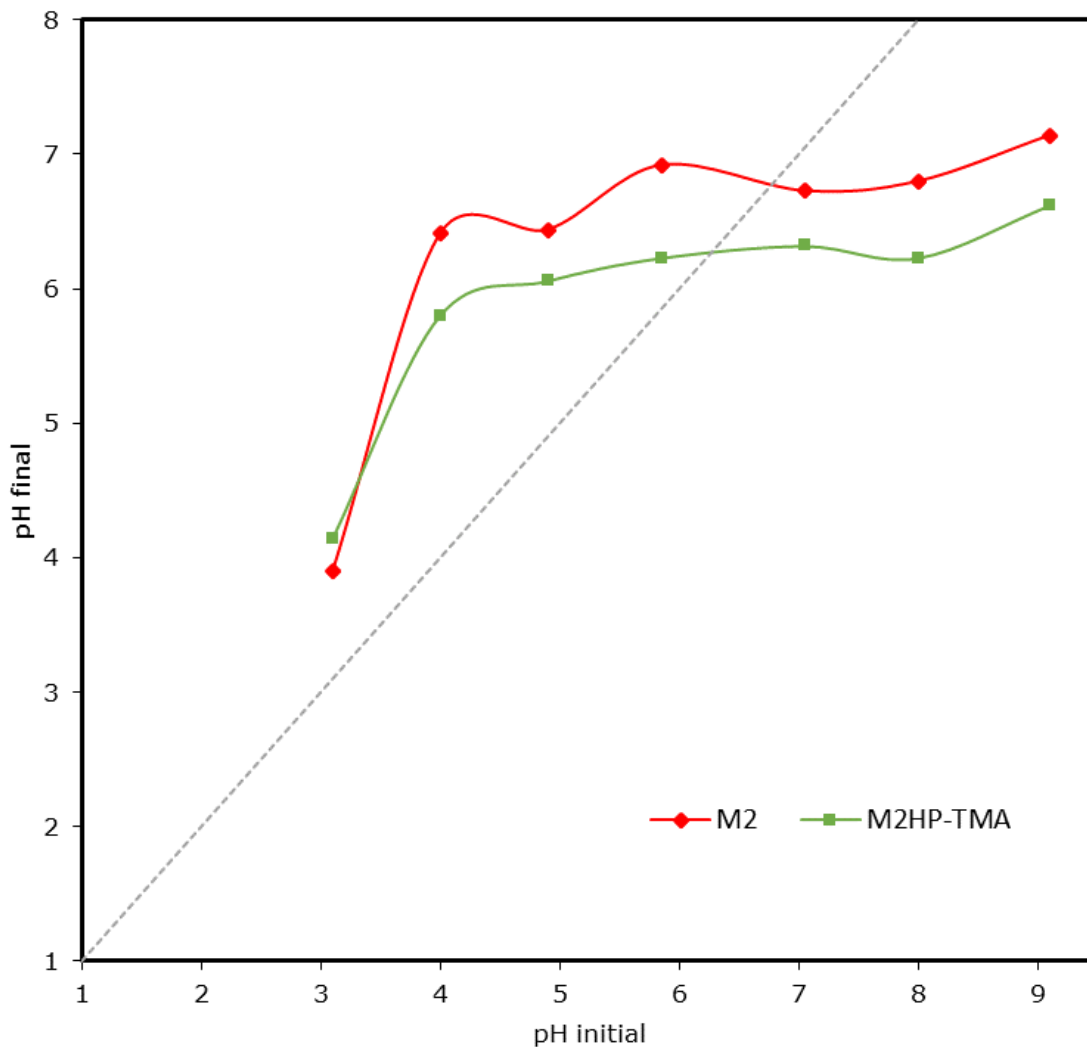


Figure 6. Determination of pH_{pzc} for M2 and M2HP-TMA.

Arsenic adsorption capacity of the M2 sample, as a function of time, using a 1.38 ppm initial arsenic concentration, at the natural initial pH 5.9, is presented in Figure 7. There is a sharp adsorption increase within the first 60 minutes, and it raises gradually up to five hours reaction time.

The pseudo-second-order reaction model has been applied to the adsorption of pollutants from aqueous solutions that involve covalent forces, or ion exchange (Ho, 2006). The linear form of this rate expression (Equation (5)) was applied to the previous results (Figure 7):

$$\frac{1}{q_t} = \frac{1}{k_2 q_e^2} + \frac{t}{q_e} \quad (5)$$

where k_2 is the equilibrium rate constant of pseudo-second-order, and q_e , and q_t (mg/g) are the amounts of arsenic sorbed at equilibrium, at time t . The value for the k_2 constant is 1.11 g/mg min, and the calculated q_e , inverse of the slope, is 0.051 mg/g, which is close to the maximum experimental adsorption capacity, 0.049 mg/g.

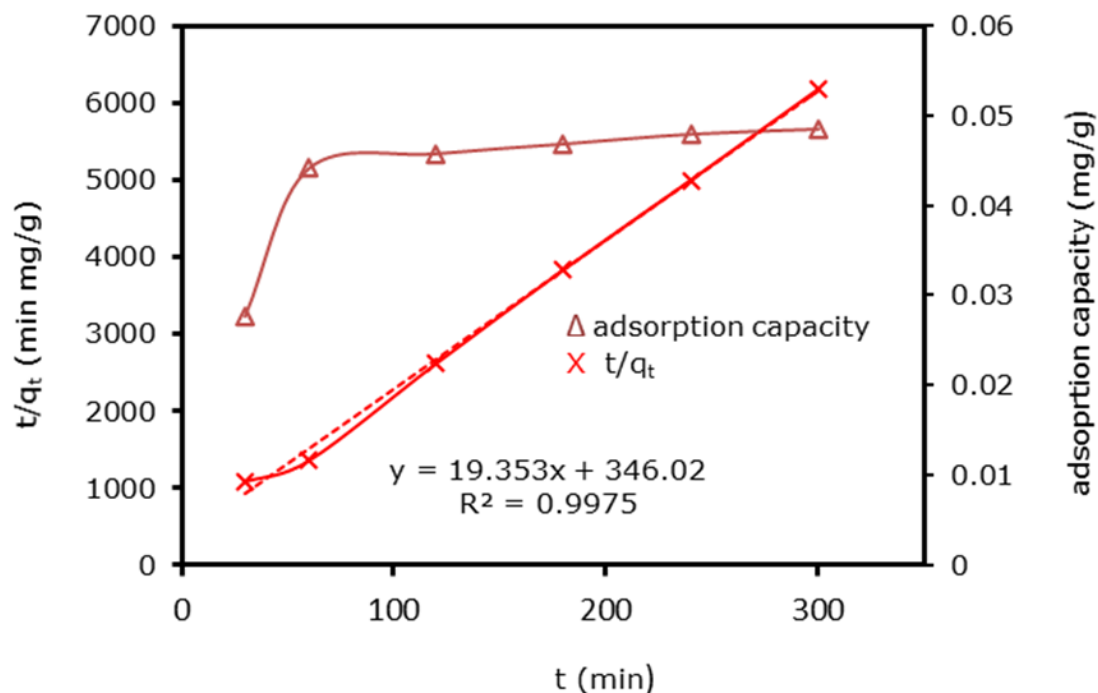


Figure 7. Arsenic adsorption as function of time for M2 sample and linear fit using the pseudo-second-order kinetic.

The effect of varying arsenic concentrations (0.3 to 3.74 ppm) was evaluated using 10 cm³ of the arsenic solution, and 0.25 g of sediment, after 5-h reaction time, for the intact M2, and M2 treated with hydrogen peroxide, and TMA (M2HP-TMA) samples. The initial natural pH of the suspension were 5.9, and 3.1 for the M2, and M2HP-TMA, respectively. Figure 8 presents the linear fits of the experimental data applying the Dubinin-Kaganer-Radushkevich (DKR) adsorption isotherm model, for M2, and M2HP-TMA. Besides, the Freundlich model was used for the two samples (Figure 9). Both are empirical models that have been widely

applied in heterogeneous systems, for organic and inorganic compounds (Erdem, Karapinar, & Donat, 2004). The linearized equations for these models can be written as (Foo & Hameed, 2010):

$$\ln Q_e = \ln X_m - \beta \varepsilon^2 \quad = \text{(DKR)}$$

$$\log Q_e = \log K_f + \left(\frac{1}{n}\right) \log C_e = \text{(Freundlich)}$$

Where Q_e is the amount of adsorbed arsenic by weight of adsorbent, in mg/g, and C_e is the concentration in the liquid phase, in mg/dm³, in the equilibrium. In the Freundlich model, K_f , and n are empirical constants. In the DKR equation, X_m is the maximum sorption capacity, β is the activity coefficient (mol²/J²), $\varepsilon = RT \ln(1 + 1/C_e)$, $R = 8.314$ J/K·mol, and T the temperature in Kelvin.

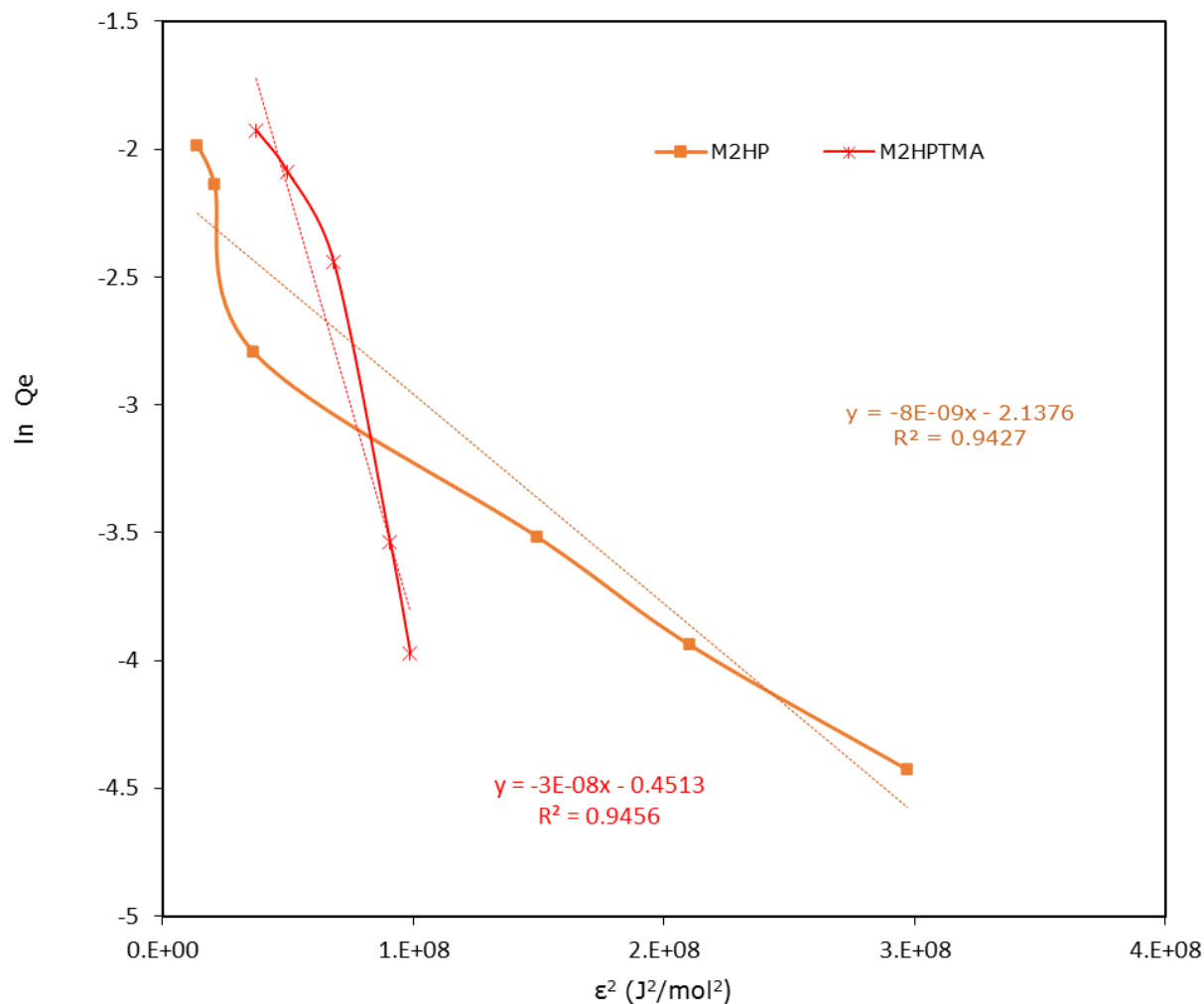


Figure 8. Linear fits of experimental data using DKR linear isotherm model for M2 and M2HP-TMA at 25 °C.

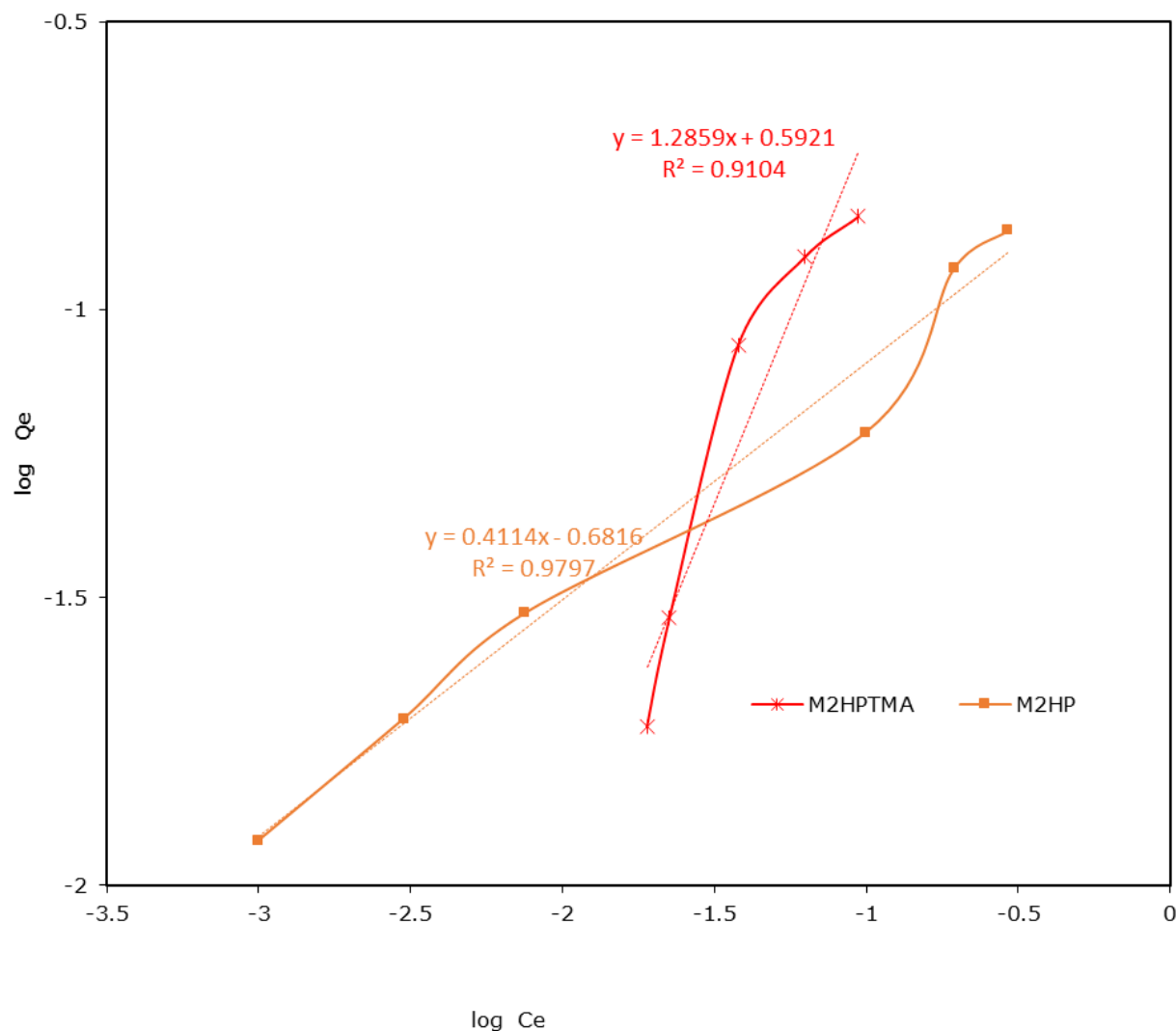


Figure 9. Linear fits of experimental data using Freundlich linear isotherm model for M2, and M2HP-TMA at 25 °C.

For M2HP-TMA, the estimated X_m , 0.64 mg/g, is rather high, compared with the highest measured amount, 0.145 mg/g. However, for

M2, $X_m = 0.12 \text{ mg/g}$, is near the maximum capacity observed experimentally, 0.137 mg/g . It is 6 % lower than the highest sorption determined for M2HP-TMA, and it falls within the range reported for some Chinese soils (Jiang *et al.*, 2005). Besides, from this model, it is possible to estimate the average adsorption energy, E , from the relation: $E=1/(2\beta)^{1/2}$. A value of E less than 8 kJ/mol indicates physisorption, while values between $8\text{-}16 \text{ kJ/mol}$ are characteristic of mechanisms of ion exchange (Chutia *et al.*, 2009; Erdem *et al.*, 2004). The estimated E for M2HP-TMA and M2 were 4.1 and 7.9 kJ/mol , respectively, which would indicate physisorption for the former, while for the latter, E is very close to the lower limit for the ion-exchange mechanism (Equation (3)). The slopes $1/n$ were 0.41 and 1.28 for M2, and M2HP-TMA, respectively. In this model, the slope $1/n$ can be interpreted as a measure of the strength of adsorption (Puttamat & Pavarajarn, 2016; Boparai, Joseph, & O'Carroll, 2011; Foo & Hameed, 2010). Isotherms with $1/n < 1$ reflect a high affinity between adsorbate and adsorbent, that would be in accordance with the ion exchange process, suggested by the E value, and the pseudo-second-order reaction model, for M2. On the other hand, M2HP-TMA showed $1/n > 1$, which has been observed also for phosphate uptake on TMA adsorbed on alumina (Saha *et al.*, 2009).

Although the adsorption capacity of the M2 soil sample is low compared with other adsorbents, especially synthetic materials, it is higher than the reported for iron-coated sand, which has been proposed as a low-cost and efficient As adsorbent (Thirunavukkarasu, Viraraghavan, & Subramanian, 2003). On the other hand, the use of this

local and abundant soil as adsorbent could also help to mitigate the siltation reservoir problem, while the residues might be used by the local bricks manufacturers as a raw material, as has been recently proposed for waterworks sludge (Fang *et al.*, 2019). However, further studies are necessary to assess its efficiency using unsieved soil, natural water, and natural conditions such as pH, presence of other anions, and influence of microbial activity.

Conclusions

The native sieved reservoir sediments seem to be a potential alternative to solve the arsenic water contamination for cities in the state of Guanajuato, Mexico. They showed an experimental maximum adsorption capacity of 137 g/kg, and they are abundant local materials. Besides, their use would help to diminish the siltation in the reservoir. The treatment with TMA increases slightly the arsenate adsorption capacity of this material. On the other hand, the studied kaolin, an abundant waste material without commercial use closer to some of the affected areas, showed lower arsenic capacity uptake, although the piranha reagent treatments almost triples it. However, further work is still needed in this respect.

Acknowledgments

Authors acknowledge Dr. Raul Miranda and Daniela Moncada from LICAMM- UG Laboratory for XRD, FRX, and SEM-EDS analysis. Also we acknowledge Q. Virginia O. Vallejo from LAI F. Amézquita, DCNE-UG.

References

- Berg, M., Luzi, S., Pham, T. K. T., Pham, H. V., Giger, W., & Stüben, D. (2006). Arsenic removal from groundwater by household sand filters: Comparative field study, model calculations, and health benefits. *Environmental Science & Technology*, 40(17), 5567-5573.
- Boparai, H. K., Joseph, M., & O'Carroll, D. M. (2011). Kinetics and thermodynamics of cadmium ion removal by adsorption onto nano zerovalent iron particles. *Journal of Hazardous Materials*, 186, 458-465.
- Borah, J. M., & Mahiuddin, S. (2008). Adsorption and surface complexation of trimesic acid at the α -alumina-electrolyte interface. *Journal of Colloid and Interface Science*, 322, 6-12.
- Bundschuh, J., Bhattacharya, P., Sracek, O., Mellano, M. F., Ramírez, A. E., Storniolo, A. R., Martín, R. A., Cortés, J., Litter, M. I., & Jean, J-S. (2011). Arsenic removal from groundwater of the Chaco-Pampean Plain (Argentina) using natural geological materials as adsorbents. *Journal of Environmental Science and Health, Part A*, 46(11), 1297-1310.

- Chutia, P., Kato, S., Kojima, T., & Satokawa, S. (2009). Arsenic adsorption from aqueous solution on synthetic zeolites. *Journal of Hazardous Materials*, 162, 440-447.
- Clifford, D., & Ghurye, G. (2001). *Laboratory study on the oxidation of arsenic(III) to arsenic(V)*. Washington, DC, USA: United States Environmental Protection Agency. Recovered from https://cfpub.epa.gov/si/si_public_record_report.cfm?Lab=NRMR&dirEntryId=63286
- Coreño, J., Coreño, O., & Guerrero-Paz, J. (2018). Calcium phosphate growth on sintered α -alumina treated with piranha solution using a wet-chemical procedure. *Ceramics International*, 44, 1451-1455.
- Cornu, S., Breeze, D., Saada, A., & Baranger, P. (2003). The influence of pH, electrolyte type and surface coating on arsenic(V) adsorption onto kaolinites. *Soil Science society America Journal*, 67, 1127-1132.
- Drits, V. A., Zviagina, B. B., McCarty, D. K., & Salyn, A. L. (2010). Factors responsible for crystal-chemical variations in the solid solutions from illite to aluminoceladonite and from glauconite to celadoni. *American Mineralogist*, 95, 348-361.
- Elizalde-González, M. P., Mattusch, J., Wennrich, R., & Morgenstern, P. (2001). Uptake of arsenite and arsenate by clinoptilolite-rich tuffs. *Microporous and Mesoporous Material*, 46 (2-3), 277-286.
- Erdem, E., Karapinar, N., & Donat, R. (2004). The removal of heavy metal cations by natural zeolites. *Journal of Colloid and Interface Science*, 280, 309-314.

- Escudero, C., Fiol, N., Villaescusa, I., & Bollinge, J. C. (2009). Arsenic removal by a waste metal (hydr)oxide entrapped into calcium alginate beads. *Journal of Hazardous Materials*, 164, 533-541.
- Fang, X., Wang, L., Poon, C. S., Baek, K., Tsang, D. C. W., & Sui, K. K. (2019). Transforming waterworks sludge into controlled low-strength material: Bench-scale optimization and field test validation. *Journal of Environmental Management*, 232, 254-263.
- Foo, K. Y., & Hameed, B. H. (2010). Insights into the modeling of adsorption isotherms systems. *Chemical Engineering Journal*, 156, 2-10.
- Gualtieri, A. F. (2000). Accuracy of XRPD QPA using the combined Rietveld-RIR method. *Journal of Applied Crystallography*, 33, 267-278.
- Ho, Y. S. (2006). Review of second order models for adsorption systems. *Journal of Hazardous Material*, 136, 681-689.
- Höll, W. H. (2010). Mechanisms of arsenic removal from water. *Environmental Geochemistry and Health*, 32, 287-290.
- Jiang, W., Zhang, S., Shan, X., Feng, M., Zhu, Y., & McLaren, R. G. (2005). Adsorption of arsenate on soils. Part 2: Modeling the relationship between adsorption capacity and soil physiochemical properties using 16 Chinese soils. *Environmental Pollution*, 138, 285-289.

- Kalani, K., Seu, J., Pandey, A. P., Haque, F., Proctor, E. A., Ribbe, A. E., & Hovis, J. S. (2007). Effect of surface treatment on diffusion and domain formation in supported lipid bilayers. *Biophysical Journal*, 92, 2445-2450.
- Khan, M. N., & Sarwar, J. H. (2007). Determination of points of zero charge of natural and treated adsorbents. *Surface Review and Letters*, 14(3), 461-469.
- Kim, Y., Kim, C., Choi, I., Rengaraj, S., & Yi, J. (2004). Arsenic removal using mesoporous alumina prepared via templating method. *Environmental Science and Technology*, 38, 3, 924-931.
- Kettler, T. A., Doran, J. W., & Gilbert, T. L. (2001). Simplified method for soil particle-size determination to accompany soil-quality analyses. *Soil Science Society of America*, 65, 849-852.
- Krupskaya, V. V., Zakusin, S. V., Tyupina, E. A., Dorzhieva, O. V., Zhukhlistov, A. P., Belousov, P. E., & Timofeeva, M. N. (2017). Experimental study of montmorillonite structure and transformation of its properties under treatment with inorganic acid solutions. *Minerals*, 7, 49-64.
- Lavkulich, L. M., & Wiens, J. H. (1970). Comparison of organic matter destruction by hydrogen peroxide and sodium hypochlorite and its effects on selected mineral constituents. *Proceedings of Soil Science Society of America*, 34, 755-758.
- Maiti, A., Basu, J. K., & De, S. (2010). Removal of arsenic from synthetic and natural groundwater using acid-activated laterite. *Environmental Progress & Sustainable Energy*, 29(4), 457- 470.

- Manning, B. A., & Goldberg, S. (1997). Arsenic(III) and arsenic(V) adsorption on three California soils. *Soil Science*, 162, 886-895.
- Modolo-Segal, F., Fidelis-Correa, M., Bacani, R., Castanheira, B., Politi, M. J., Brochsztain, S., & Rezende-Triboni, E. (2018). A novel synthesis route of mesoporous γ -alumina from polyoxohydroxide aluminum. *Materials Research*, 21(1), e20170674.
- Mohan, D., & Pittman Jr., C. U. (2007). Arsenic removal from water/wastewater using adsorbents. A critical review. *Journal of Hazardous Materials*, 142(1-2), 1-53.
- Mondal, S., Roy, A., Mukherjee, R., Mondal, M., Karmakar, S., Chatterjee, S., Mukherjee, M., Bhattacharjee, S., & De, S. (2017). A socio-economic study along with impact assessment for laterite based technology demonstration for arsenic mitigation. *Science of the Total Environment*, 583, 142-152.
- Puttamat, S., & Pavarajarn, V. (2016). Adsorption study for removal of Mn (II) ion in aqueous solution by hydrated ferric (III) oxides. *International Journal of Chemical Engineering and Applications*, 7, 239-243.
- Rodríguez, R., Morales-Arredondo, I., & Rodríguez, I. (2016). Geological differentiation of groundwater threshold concentrations of arsenic, vanadium and fluorine in el Bajío guanajuatense, Mexico. *Geofísica Internacional*, 55, 5-15.

- Saha, B., Chakraborty, S., & Das, G. (2009). A mechanistic insight into enhanced and selective phosphate adsorption on a coated carboxylated surface. *Journal of Colloid and Interface Science*, 331, 21-26.
- Thirunavukkarasu, O. S., Viraraghavan, T., & Subramanian, K. S. (2003). Arsenic removal from drinking water using iron-oxide coated sand. *Water, Air, and Soil Pollution*, 142, 95-111.
- UNU, United Nations University. (2018). *Cost and efficiency of arsenic removal from groundwater: A review* (UNU-INWEH Report Series, Issue 05). Hamilton, Canada: United Nations University Institute for Water, Environment and Health.
- Vaculíková, L., & Plevová, E. (2005). Identification of clay minerals and micas in sedimentary rocks. *Acta Geodynamica et Geomaterialia*, 2(2), 167-175.
- WHO, World Health Organization. (2010). *Preventing disease through healthy environments*. Geneva, Switzerland: Public Health and Environment, World Health Organization. Recovered from https://www.who.int/ipcs/features/10chemicals_en.pdf

DOI: 10.24850/j-tyca-14-02-08

Articles

**Temporal and spatial changes in surface water
chemistry in a Mediterranean river of central Chile: The
case of the Mataquito river ($\sim 35^{\circ}\text{S}$)**

**Cambios temporales y espaciales en la química del agua
superficial en un río mediterráneo de Chile central: el
caso del río Mataquito ($\sim 35^{\circ}\text{S}$)**

Juan A. Placencia¹

Patricio Torres-Ramírez²

José Ortiz-Riquero³

Rodolfo Jerez-Ruiz⁴

¹Department of Environmental Chemistry, Faculty of Sciences,
Universidad Católica de la Santísima Concepción, Concepción, Chile,
jplacencia@ucsc.cl

²Centro Regional de Estudios Ambientales (CREA), Universidad Católica
de la Santísima Concepción, Concepción, Chile, ptorres@ucsc.cl

³Sustainability and External Affairs Management, Sustainability and
External Affairs Management, Corporación Nacional del Cobre (CODELCO
Chile), Andean Division, Santiago, Chile, jorti028@odelco.cl



⁴Centro Regional de Estudios Ambientales (CREA), Universidad Católica de la Santísima Concepción, Concepción, Chile, rjerez@ucsc.cl

Corresponding author: Juan A. Placencia, jplacencia@ucsc.cl

Abstract

Spatial and temporal changes in water chemistry were evaluated using surface water extracted from a Mediterranean river basin, i.e., The Mataquito River, central Chile. The processes that control water chemistry dynamics in the basin were determined by assessing the relationship between hydrologic events (rainfall, river flow, runoff rates), physical-chemistry properties, and major ion concentrations/distributions along the river. During the rainy period, major ion levels were controlled predominantly by weathering (rainfall). During the dry period, seawater intrusion was the main factor controlling water chemistry. Unusually high chlorine and sulfate concentrations suggested anthropogenic sources of the ions entering the basin. Thus, pollution from industrial and agricultural activities in the basin might be quantitatively important and should be considered in future studies of this area.

Keywords: Mediterranean River, hydrologic regimes, water chemistry, weathering, pollution, central Chile.

Resumen

Se evaluaron los cambios espaciales y temporales en la química del agua superficial de un río Mediterráneo, i.e., río Mataquito, Chile central. Los

procesos que controlan la dinámica de la química del agua en la cuenca se determinaron evaluando la relación entre los eventos hidrológicos (lluvia, caudal del río, tasas de escorrentía), propiedades fisicoquímicas y la concentración/distribución de iones principales a lo largo del río. Durante el periodo lluvioso, los niveles de iones principales fueron controlados de modo predominante por la meteorización (lluvia). Durante el periodo seco, la intrusión de agua de mar fue el principal factor de control de la química del agua en el área de estudio. Concentraciones inusualmente altas de cloro y sulfato sugirieron fuentes antrópicas de iones que ingresan a la cuenca. Por lo tanto, la contaminación por actividades industriales y agrícolas en la cuenca podría ser cuantitativamente importante y debería considerarse en futuros estudios de esta área.

Palabras clave: río Mediterráneo, regímenes hidrológicos, química del agua, meteorización, contaminación, Chile central.

Received: 07/07/2020

Accepted: 15/10/2021

Introduction

Rivers make important impacts regionally, continentally, and globally. However, riverine effects are especially significant for continental shelf regions that receive freshwater inputs, as these affect coastal circulation dynamics and the distribution of organisms (e.g., Dávila, Figueroa, & Müller, 2002; Nash & Moum, 2005; Palmer *et al.*, 2008; Saldías, Sobarzo, Largier, Moffat, & Letelier, 2012; Saldías *et al.*, 2016; Dessandier *et al.*, 2016). The world's largest rivers provide approximately 40 % of the freshwater input into the oceans. Moreover, rivers carry important amounts of suspended solids and dissolved solutes, major ions (Ca^{2+} , Mg^{2+} , Na^+ , K^+ , Cl^- , SO_4^{2-} , HCO_3^- , CO_3^{2-}), carbon species, organic and inorganic matter, and dissolved silicon (H_4SiO_4) from the continents to coastal marine ecosystems (e.g., Humborg, Ittekkot, Cociasu, & Bodungen, 1997; Dagg, Benner, Lohrenz, & Lawrence, 2004; Chase, Strutton, & Hales, 2007; Frings, Clymans, Fontorbe, De-La-Rocha, & Conley, 2016; Saldías *et al.*, 2016).

Several authors have studied riverine chemistry on global/regional scales (e.g., Gibbs, 1970; Chen, Wang, Xia, & Zhang, 2002; Li, Chetelat, Yue, Zhao, & Liu, 2014a; Li, Lu, & Bush, 2014b; Armengol, Manzano, Bea, & Martínez, 2017; Mapoma *et al.*, 2017). These authors have focused on two main areas: 1) the origins of elements and processes that determine the temporal and spatial distributions of ions, nutrients, organic carbon,

and pH in various water bodies in order to understand dissolved inputs in coastal areas (dominated by rivers), and 2) whether or not the waters comply with standards for potable water, irrigation, and industrial uses. Other researchers have studied water quality variability with respect to changes in land use, finding some relationships between temporal or spatial variations in water quality and land use (e.g., Singh, Malik, & Sinha, 2005; Zampella, Procopio, Lathrop, & Dow, 2007; Bahar, Ohmori, & Yamamuro, 2008; Vrebos, Beauchard, & Meire, 2017). Many other studies have indicated that major ions or other chemical characteristics of rivers are influenced directly or indirectly by human activities, i.e., mining, industry, and effluents from large cities (e.g., Mulk, Azizullah, Korai, & Khattak, 2015).

Mediterranean rivers are characterized by being influenced by seasonal patterns of rainfall and temperature. Typically, with most rainfall during winter and high river flow, is followed by dry summers with slight or no rainfalls and low river flow (e.g., Bonada & Resh, 2013). The intensity of these hydrological events affects the composition and distribution of dissolved chemical substances, as well as water quality. Moreover, human-driven disturbances can also significantly affect the chemical composition of water (e.g., Benabdelkader, Taleb, Probst, Belaidi, & Probst, 2018; Hanna *et al.*, 2018). On this basis, the Mataquito River is a very good scenario to study the effects of hydrological and anthropogenic factors on the water chemistry, because this Mediterranean river has been used for multiple anthropogenic activities: agricultural irrigation, hydropower, industry, and as a receptor of pulp mill

and urban discharges, among others (e.g., Pizarro, Vergara, Rodríguez, Sanhueza, & Castro, 2010; Torres-Ramírez, Ortiz, Figueroa, Jerez, & Arcos, 2017).

The Mataquito River basin is located in central Chile (between $\sim 34^{\circ}\text{S}$ and 35°S), which has a Mediterranean climate, characterized by rainfalls in winter months followed by dry summers with slight or no rainfalls (Torres-Ramírez *et al.*, 2017). The river has a surface area of $>6,000 \text{ km}^2$ (Pizarro *et al.*, 2010; Figure 1). The Mataquito sedimentary basin is composed mostly of clays, limestones, and volcanic ash, with lithic fragments in some areas (e.g., Belmar & Morata, 2005; Muñoz *et al.*, 2007). Landscape use is $\sim 0.17 \%$ agricultural, 0.06% for livestock, and 0.03% for forestry (Pizarro *et al.*, 2010). The Mataquito is a coastal river that begins at the confluence of the Teno and Lontué rivers. After running its course for 95 km, the river discharges into the Pacific Ocean. The hydrological regime is strongly influenced by the seasons, with peak flows during the rainy winter (July-August, $>150 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$), minimum flows in summer (January-March, $<20 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$), and medium flows in spring ($100 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$) due to melting glaciers (www.dga.cl). Given the seasonal patterns of precipitation and river runoff at this latitude, we expected the amount of dissolved and particulate matter transported to the coastal marine ecosystem to exhibit important seasonal variability.

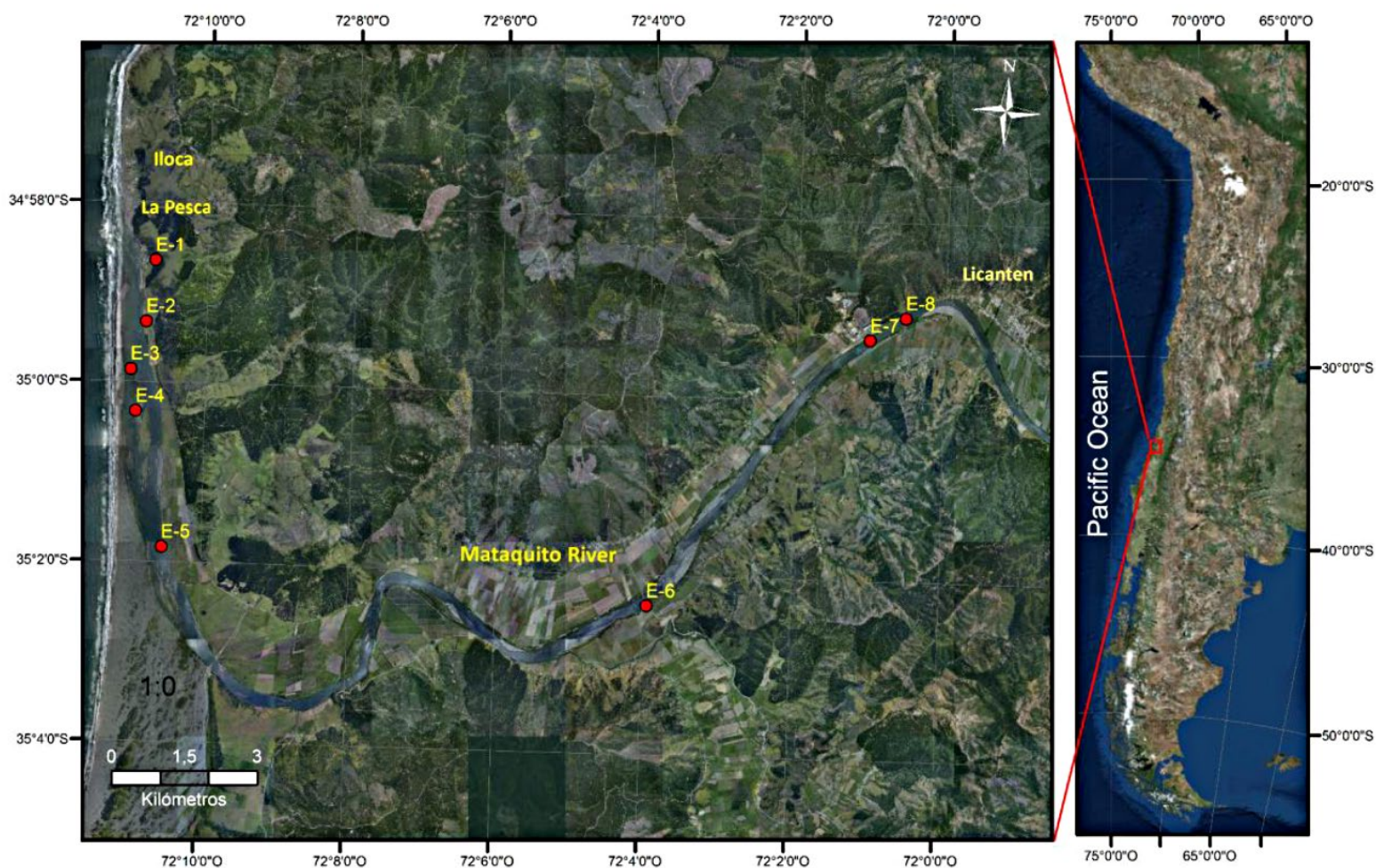


Figure 1. Sampling stations along the Mataquito River ($\sim 35^{\circ}\text{S}$), central Chile.

The main objectives of this study are: (1) to identify the sources of chemical elements in a Mediterranean river, and (2) to reveal the controlling hydrological processes that influence the surface water

chemistry changes along the river. We hypothesize that the water chemistry depends on the hydrological regime along the river. Therefore, we predict that the chemical elements sources are mainly controlled by rock weathering processes, due to precipitation and surface runoff. On the other hand, the seawater intrusion and anthropogenic activities can be important factors that control the water chemistry in the Mataquito river.

Materials and methods

Surface water samples were collected from eight sites along the Mataquito River (Figure 1) between June 2007 and November 2008, during the last week of each month. Temperature, pH, total dissolved solids (TDS) and conductivity (EC) were directly determined on the field using portable device (YSI model 556 MPS). Water samples were collected separately at each sampling site using high density polyethylene bottles. Samples were taken to the laboratory and stored at 4°C until analysis. Dissolved cations of sodium, aluminum, iron, potassium, magnesium, and calcium were analyzed by Atomic Absorption Spectrometry (AAnalyst 200, Perkin Elmer). The concentration of chloride, sulfate, bicarbonate and Total suspended solids (TSS) were determined by applying the method 4500-

Cl⁻, 4500-SO₄-C, 2320-B and 2540-D, respectively, according to Standard methods for the examination of water and wastewater (Greenberg, Clesceri, & Eaton, 1995). For the quality control, blanks, standard dissolutions, and certified reference materials were used in all analyses. Recovery percent values for the chemical elements ranged between 90 and 110 %.

The discharge and precipitation dataset (June 2007-November 2008) was acquired from Dirección General de Aguas Chile (DGA) (www.dga.cl). Monthly surface runoff for the Mataquito basin was obtained using the GES-DISC Interactive Online Visualization And aNalysis Infrastructure (Giovanni) as part of NASA's Goddard Earth Sciences (GES) Data and Information Services Center (DISC) (Acker & Leptoukh, 2007).

Physical-chemical parameters were identified using principal component analysis (PCA) and then were correlated to determine which are responsible for the observed spatial and temporal variances (*e.g.*, Orrego, Marshall-Adams, Barra, Chiang, & Gavilan, 2009). Additionally, Spearman's product moment correlation analysis was used to elucidate the relationship between chemical characteristics and water discharge and precipitation. Significance was based on a 95 % confidence level and was classified as positive or negative according to the gradient of the regression relationship.

Results

Average river discharge from 2007 to 2008 showed a general pattern of variation characterized by high flow rates between June and December 2007, and between June and November 2008 (Figure 2a). In 2007, maximum discharges occurred in August and November due to heavy rainfall and declined gradually as the rain decreased (Figure 2a). In 2008, peak discharges occurred in May, June, and August, due to heavy rainfall, but although precipitation increased through November 2008, flow rates did not achieve maximum values (Figure 2a). Minimum flow rates were detected between January and April 2008, as a consequence of rapidly decreasing precipitation (Figure 2a). Surface runoff peaked in October 2007 ($4 \times 10^{-6} \text{ kg m}^{-2} \text{ s}^{-1}$) and September-October 2008 ($2.1 \times 10^{-5} - 3.0 \times 10^{-5} \text{ kg m}^{-2} \text{ s}^{-1}$), both rainy periods (Figure 2a). Throughout the sampling period, variations in electric conductivity (EC) seemed to follow discharge variations (Figure 2a, b). EC ranged from 158.95 to 39,761 $\mu\text{S cm}^{-1}$. The lowest EC values fluctuated between 12,000 and 200 $\mu\text{S cm}^{-1}$ during peak discharges along the river course.

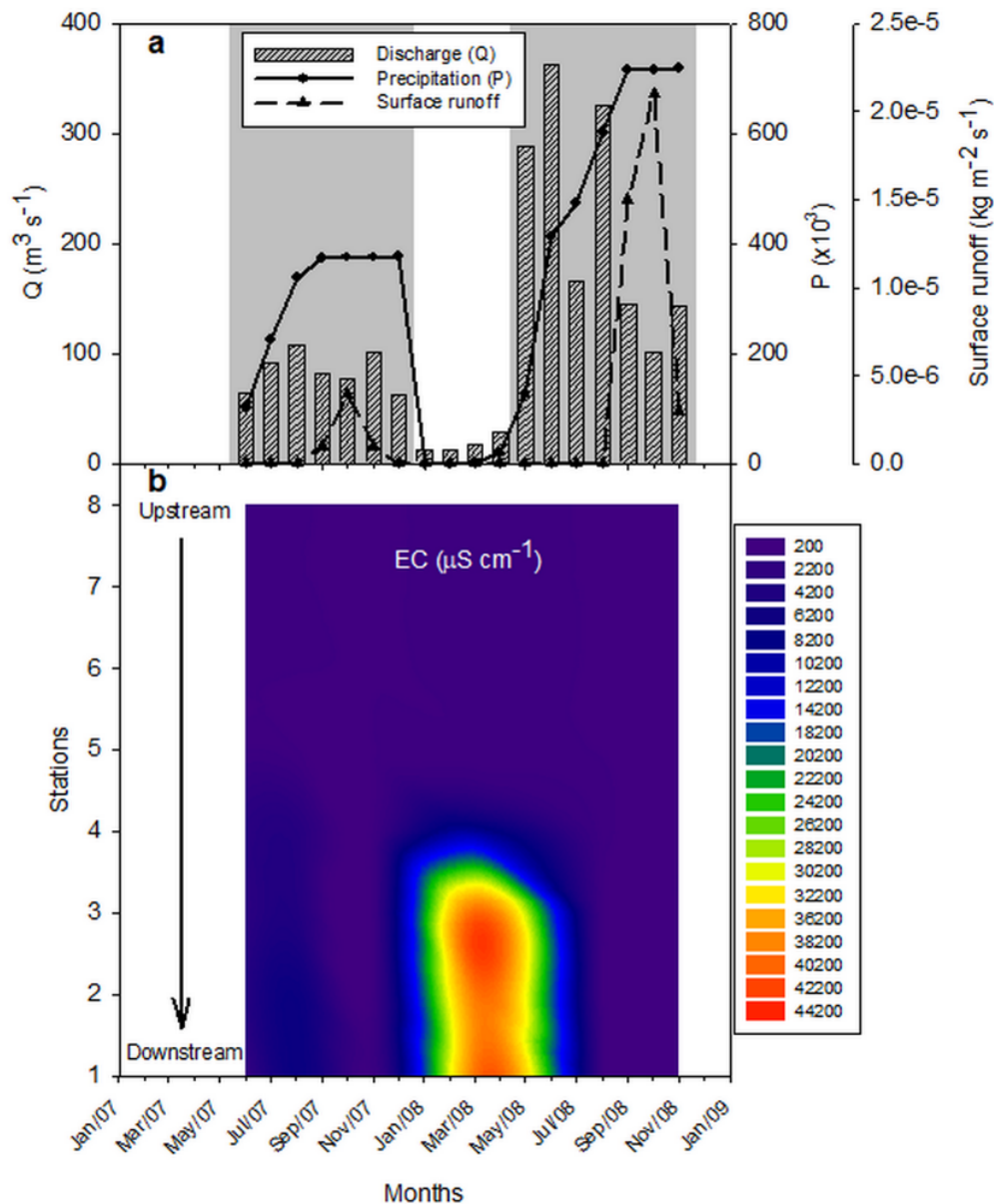


Figure 2. Temporal variations of (a) monthly discharge, surface runoff, and precipitation; and (b) conductivity along the Mataquito River. Discharge and precipitation levels were obtained from the database of

Dirección General de Aguas Chile (DGA, see www.dga.cl). Analyses and visualizations of surface runoff data were produced with the Giovanni online data system, developed and maintained by the NASA GES DISC (Acker & Leptoukh, 2007).

In contrast, the highest EC values ($>15\,000\text{--}44\,000\ \mu\text{S cm}^{-1}$) occurred during the dry, warm period (January–April 2008, see also Figure 3a).

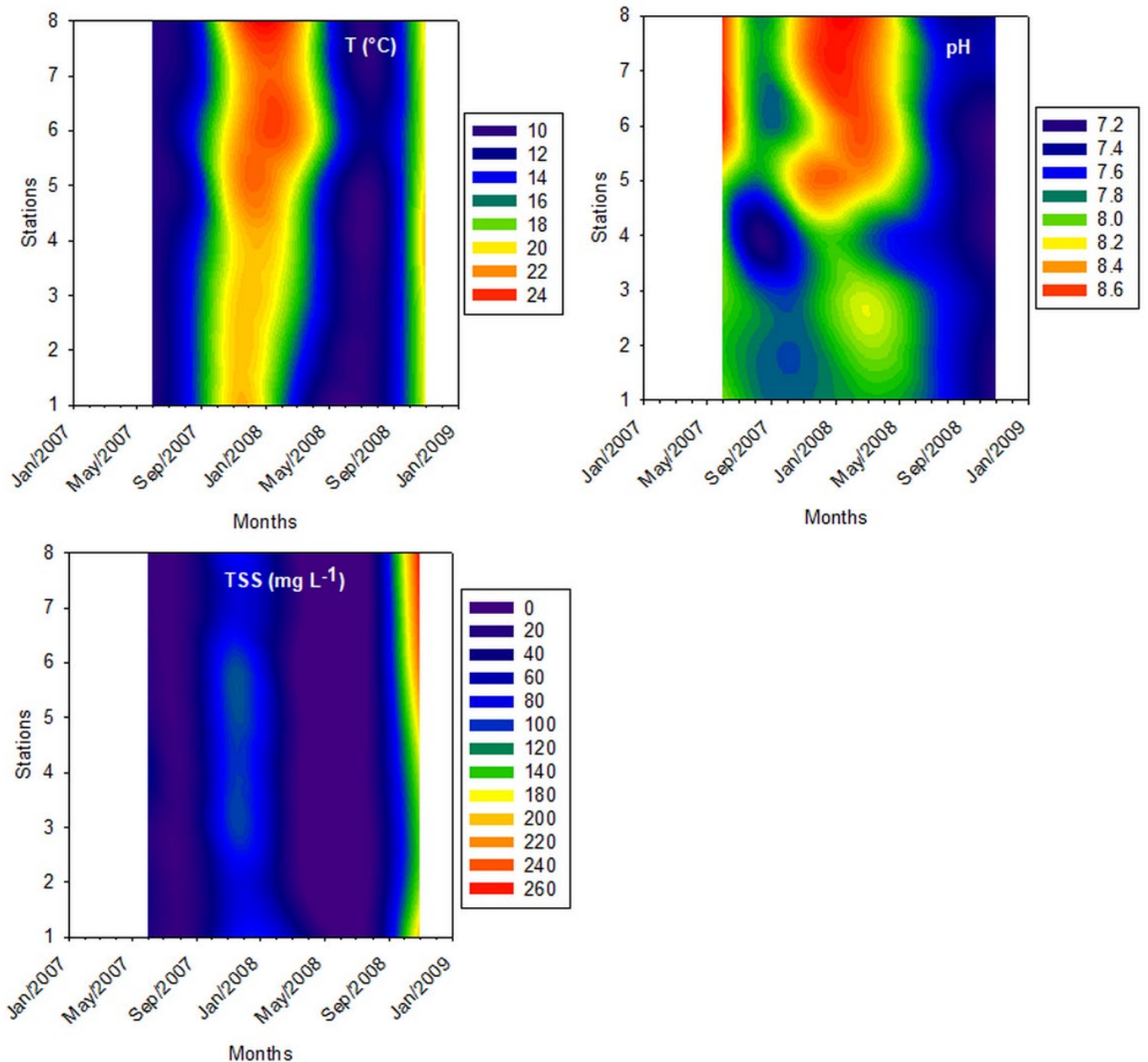


Figure 3. Temporal variations of (a) temperature, (b) pH, and (c) total suspended solids (TSS) along the Mataquito River.

Throughout the time series, variations in water temperature, pH, and total suspended solids (TSS) showed similar patterns. All seemed to follow the discharge fluctuations (Figure 3a-c). Surface river water temperatures were highest in November 2007 and 2008 ($\sim 22^{\circ} - 24^{\circ}\text{C}$, Figure 3a) and lowest during high-discharges periods ($\sim 14^{\circ} - 10^{\circ}\text{C}$, Figure 3a).

Water in the Mataquito River is neutral and mildly alkaline. The pH fluctuated between 7.07 and 8.67, with the most alkaline values observed in June 2007 and March 2008, at field sampling sites E8 to E5 (Figure 3b). TSS concentrations ranged from 5.0 to 266.5 mg L^{-1} . TSS levels were 21 mg L^{-1} (June 2007), 5 mg L^{-1} (August 2007), 86 mg L^{-1} (November 2007), 20 mg L^{-1} (March 2008), 12 mg L^{-1} (August 2008), and 204 mg L^{-1} (November 2008). TSS concentrations in August and November 2008 were >50 % higher than in 2007.

Figure 4 (a-f) shows the relationship between major ion concentrations (Cl^{-} , SO_4^{2-} , Na^{+} , K^{+} , Mg^{2+} , Ca^{2+}) and conductivity parameters during the 2007-2008 time series for the Mataquito River. Ion contents were positively and significantly correlated with conductivity throughout the sampling area and period, but with relatively low coefficients (Cl^{-} : $r^2 = 0.62$; SO_4^{2-} : $r^2 = 0.67$; Na^{+} : $r^2 = 0.82$; K^{+} : $r^2 = 0.58$; Mg^{2+} : $r^2 = 0.67$; Ca^{2+} : $r^2 = 0.69$).

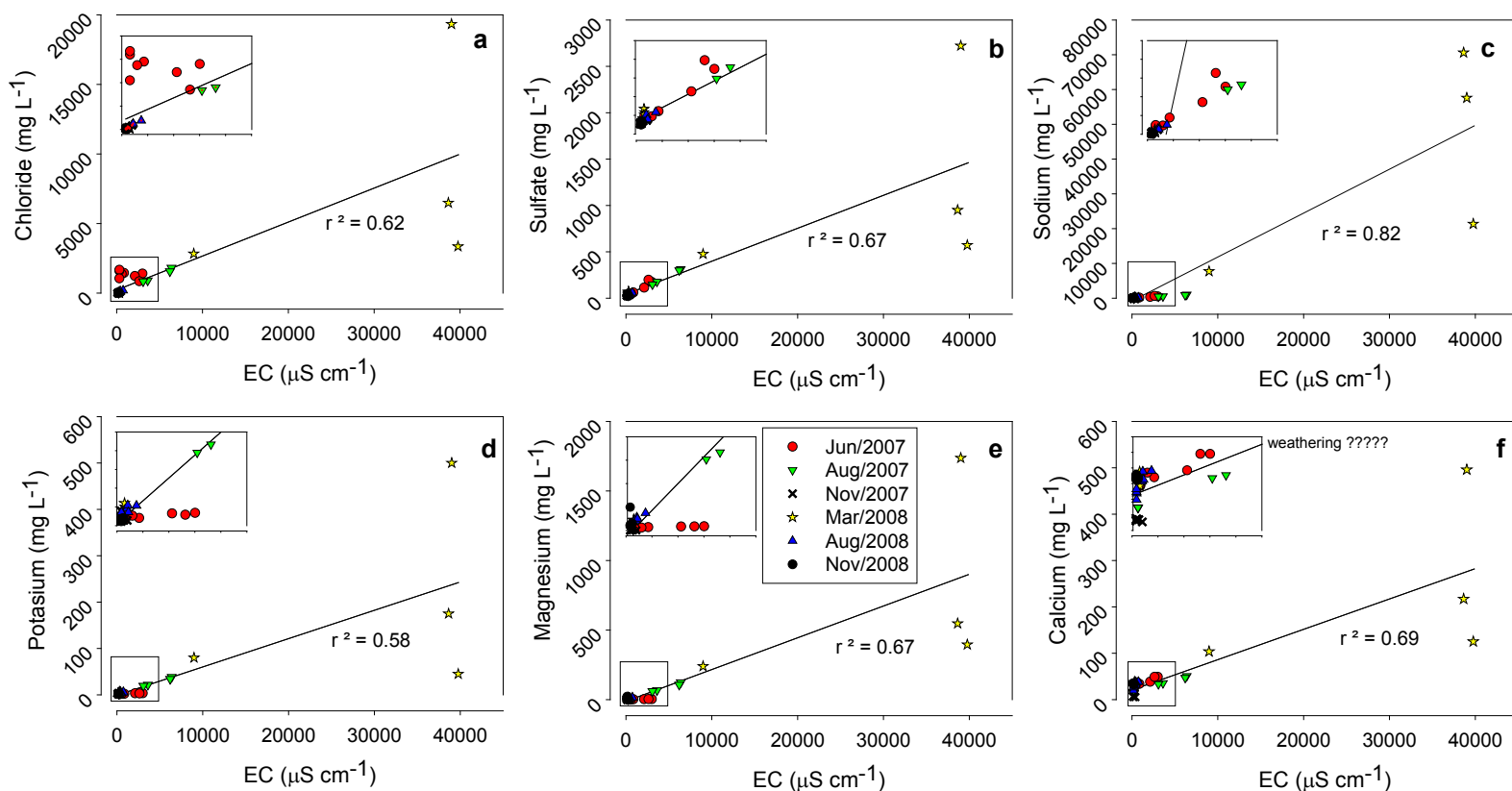


Figure 4. Linear regression between electrical conductivity (EC) and major ion concentrations: (a) chloride, (b) sulfate, (c) sodium, (d) potassium, (e) magnesium, and (f) calcium.

Chloride and sulfate concentrations were higher than expected in June 2007 in the samples (Figure 4a-b). However, sodium, potassium, and magnesium levels were lowest in June 2007 (Figure 4c-e). On the other hand, calcium levels were enhanced during rainy periods (August-November 2007/2008) at almost all sites along the Mataquito River

(Figure 4f). Seawater intrusion was very clearly indicated by all ions during the dry period (March 2008), and high ion concentrations and conductivity were found at the first three sampling sites closest to the river mouth (Figure 4a-f).

Figure 5 shows the relationship between total dissolved solids (TDS) and the $\text{Na}^+ / (\text{Na}^+ + \text{Ca}^{2+})$ ratio (cation ratio) during the 2007-2008 time series along the Mataquito River. TDS and cation ratio in surface waters fluctuated between 106.5 and 109755.4 mg L⁻¹, and 0.06 and 1.00, respectively (Figure 5). High values of TDS and cation ratio were observed at the downstream sampling sites between June 2007 and August 2008. March 2008 exhibited the highest values (TDS: 6020.6-26639.8 mg L⁻¹, cation ratio: 0.99-1.00, stations E1-E4), followed by August 2007 (TDS: 2070.3-4281.3 mg L⁻¹, cation ratio: 0.93-0.95, stations E1-E4), June 2007 (TDS: 397.6-2014.0 mg L⁻¹, cation ratio: 0.71-0.93, stations E1-E5), August 2008 (TDS: 258.6-504.1 mg L⁻¹, cation ratio: 0.93-0.95, stations E1-E4) and November 2007 (TDS: 267.0 mg L⁻¹, cation ratio: 0.90, station E1) (Figure 5).

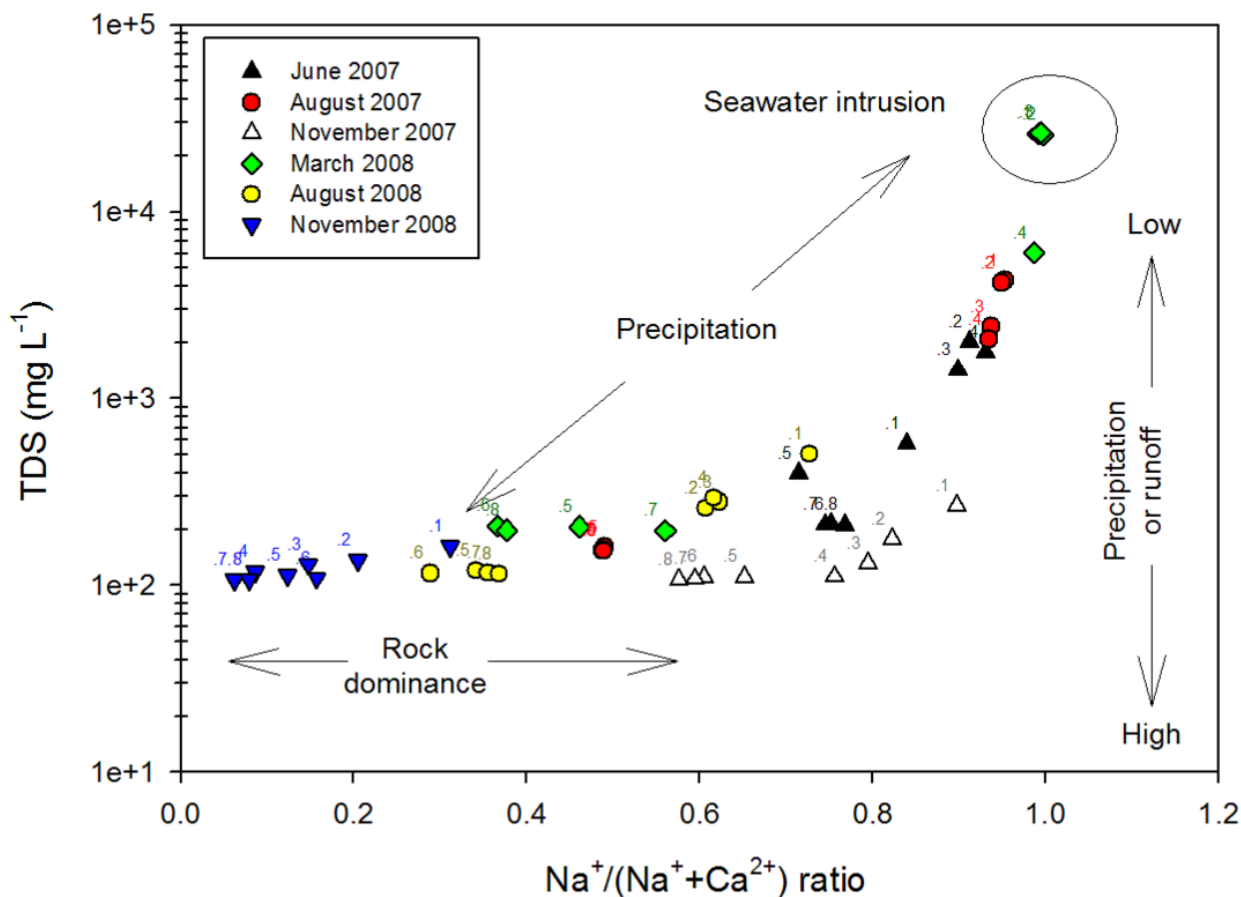


Figure 5. Variations in the weight ratio of $\text{Na}^+ / (\text{Na}^+ + \text{Ca}^{2+})$ as a function of the total dissolved solid (TDS) contents of the Mataquito River surface waters (Modified from Torres-Ramírez *et al.*, 2017).

In November 2008, relatively low TDS values were observed in along river (106.5-161.17 mg L⁻¹, stations E1-E8), whereas cation ratio increased at the downstream sites (0.06-0.31, Figure 5). A similar contrast in TDS and cation ratio was observed between June 2007 and

August 2008, at upstream sampling sites (Figure 5). Samples from stations: E6-E8 (June 2007), E5-E8 (August 2007, March 2008, and August 2008) and E2-E8 (November 2007), showed low and relatively constant TDS values (107.0-212.7 mg L⁻¹), while cation ratio increased between 0.29 and 0.82 (Figure 5).

The relative proportions of major cations (Na⁺, K⁺, Ca²⁺, Mg²⁺; Figure 6a) appeared distinct in terms of cation amounts and rainfall patterns for the Mataquito River (see Figure 2a). In June 2007, Na⁺ + K⁺ ranged from 70 to 90 %. In contrast, Ca²⁺ and Mg²⁺ were <10 % at all sampling sites (Figure 6a). In August 2007, at the first four sampling sites (E1-E4), Na⁺ + K⁺ was almost 90 %, Mg²⁺ was 10 %, and Ca²⁺ was 0 %. However, the upstream sites (E5-E8) showed 45 % Na⁺ + K⁺, 15 % Mg²⁺, and 40 % Ca²⁺ (Figure 6a). The pattern observed in November 2007 was similar to that of June 2007, when Na⁺ and K⁺ were the predominant ions (~65-90 %; Figure 6a). The driest season (March 2008) showed clear evidence of a significant influence from seawater intrusion. The chemical composition was 100 % Na⁺ and K⁺ at the downstream sampling sites (E1-E4), and ~50 % of Na⁺ + K⁺ and Ca²⁺ at the upstream sites (E5-E8) (Figure 6a).

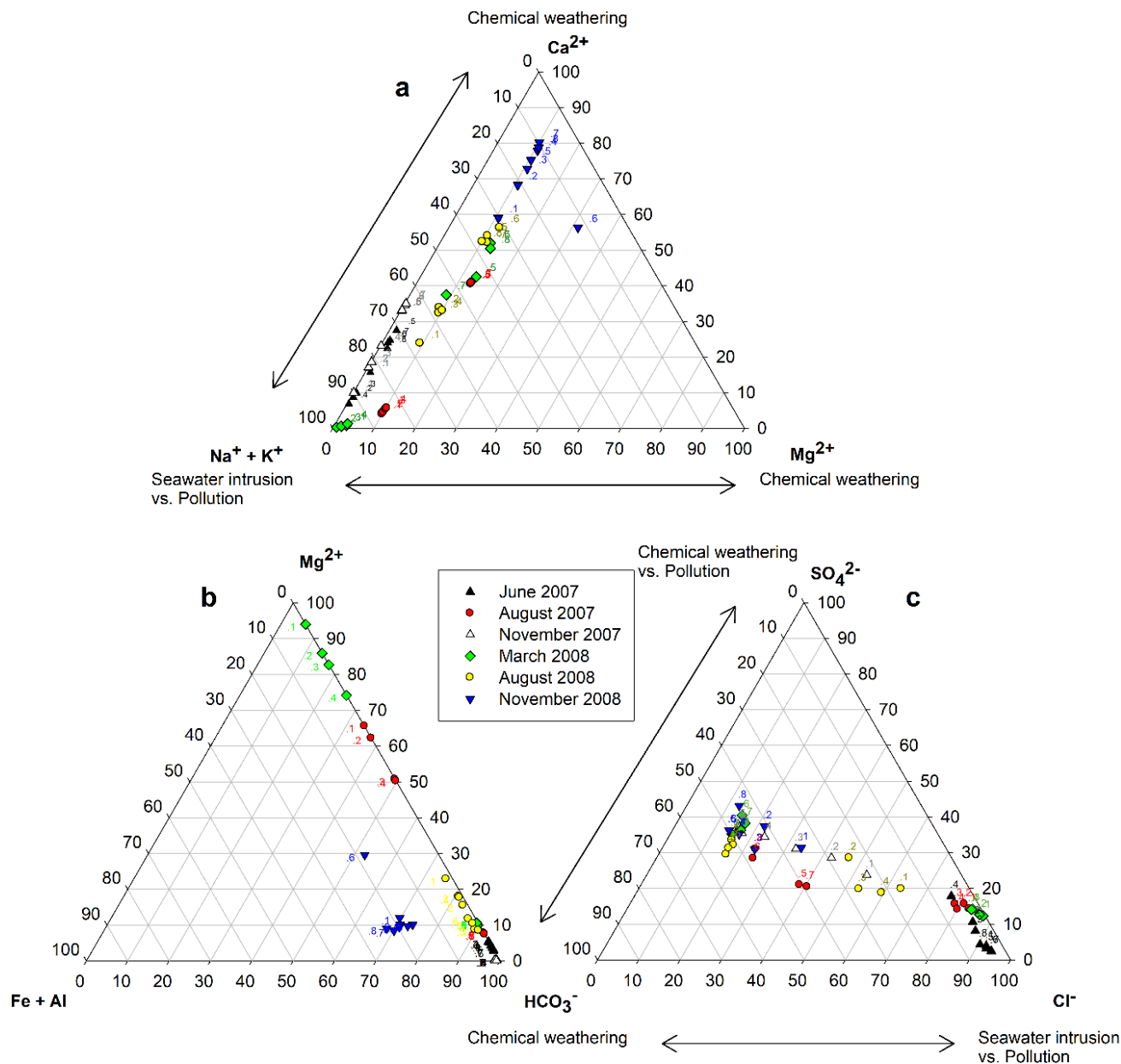


Figure 6. Ternary diagrams for: (a) the major ions (Na⁺, K⁺, Ca²⁺, Mg²⁺), (b) Mg²⁺, Fe+Al, and HCO₃⁻, and (c) HCO₃⁻, Cl⁻, and SO₄²⁻ in the Mataquito River from June 2007 to November 2008.

In November 2008, the water's surface chemistry exhibited a heterogeneous ion composition along the river course, with a predominance of Na^+ and K^+ downstream and Ca^{2+} upstream. Ca^{2+} ranged between 50 and 80 % at all sampling sites, increasing towards the upstream sites. The other cations ($\text{Na}^+ + \text{K}^+$, Mg^{2+}) did not exceed 40 % (Figure 6a).

Figure 6b shows the relationship between the relative proportions of $\text{Fe}+\text{Al}$, Mg^{2+} , and HCO_3^- . The contents of $\text{Fe}+\text{Al}$, Mg^{2+} , and HCO_3^- in the surface waters of the Mataquito River varied widely along the time series (Figure 6b). Bicarbonate was almost 100 % in June 2007, unlike the other cations, but during the remaining months, bicarbonate levels dropped to <10 %, and the percent of Mg^{2+} increased (>90 %). $\text{Fe}+\text{Al}$ did not exceed 5 %. In November 2008, $\text{Fe}+\text{Al}$ increased significantly to >20 % at all sampling sites (Figure 6b), in agreement with the high rainfall and runoff detected during this time period (see Figure 2a).

In order to determine the contributions from natural processes (i.e., chemical weathering) versus pollution (i.e., industrial, and domestic effluents) to the hydrochemistry of the Mataquito River, we plotted changes in the proportions of three anions: HCO_3^- , SO_4^{2-} , and Cl^- (Figure 6c). In June 2007, Cl^- was between 70 and 90 %, whereas SO_4^{2-} and HCO_3^- were <20 % and <10 %, respectively (Figure 6c). In August 2007, the four downstream sampling sites (E1-E4) displayed almost 80 % Cl^- , 15 % HCO_3^- , and 5 % SO_4^{2-} . On the contrary, the upstream sites (E5-E8) showed 20-40 % Cl^- , 40-50 % HCO_3^- , and 20-30 % SO_4^{2-} (Figure 6c). In

November 2007, Cl^- declined to $\sim 30\text{-}60\%$ at the four downstream sites (E1-E4), whereas HCO_3^- and SO_4^{2-} both increased (20 and 50 %, respectively, Figure 6c). A significant influence from seawater incursions was apparent during the driest season (March 2008), with $>80\%$ Cl^- at the downstream sites (E1-E4), similar to Na^+ and K^+ (see Figure 6a). Upstream (E5-E8), the Cl^- distribution was 15 %, HCO_3^- was $\sim 50\%$, and SO_4^{2-} was 35 % (Figure 6c).

In November 2008, the surface water chemistry was slightly predominated by HCO_3^- and SO_4^{2-} upstream and Cl^- downstream. HCO_3^- ranged between 35 and 50 %, and SO_4^{2-} was between 30 and 40 %, increasing farther upstream. Cl^- did not exceed 25 %, and only station E1 exceeded 30 % (Figure 6c).

Figure 7 shows Spearman's correlation coefficients between discharge (Q), precipitation (P), and the physical-chemical parameters. Discharge (Q) had a positive significant correlation with precipitation (P), but negative significant correlations with temperature, EC, Ph, TDS, Cl^- , HCO_3^- , and SO_4^{2-} . Moreover, Q had a negative but non-significant correlation with TSS and the other major ions (Na^+ , K^+ , Mg^{2+} , Ca^{2+} ; Figure 7). Precipitation (P) had significant negative correlations with EC, Ph, TDS, and the major ions, but positive correlations with TSS and iron (Figure 7).

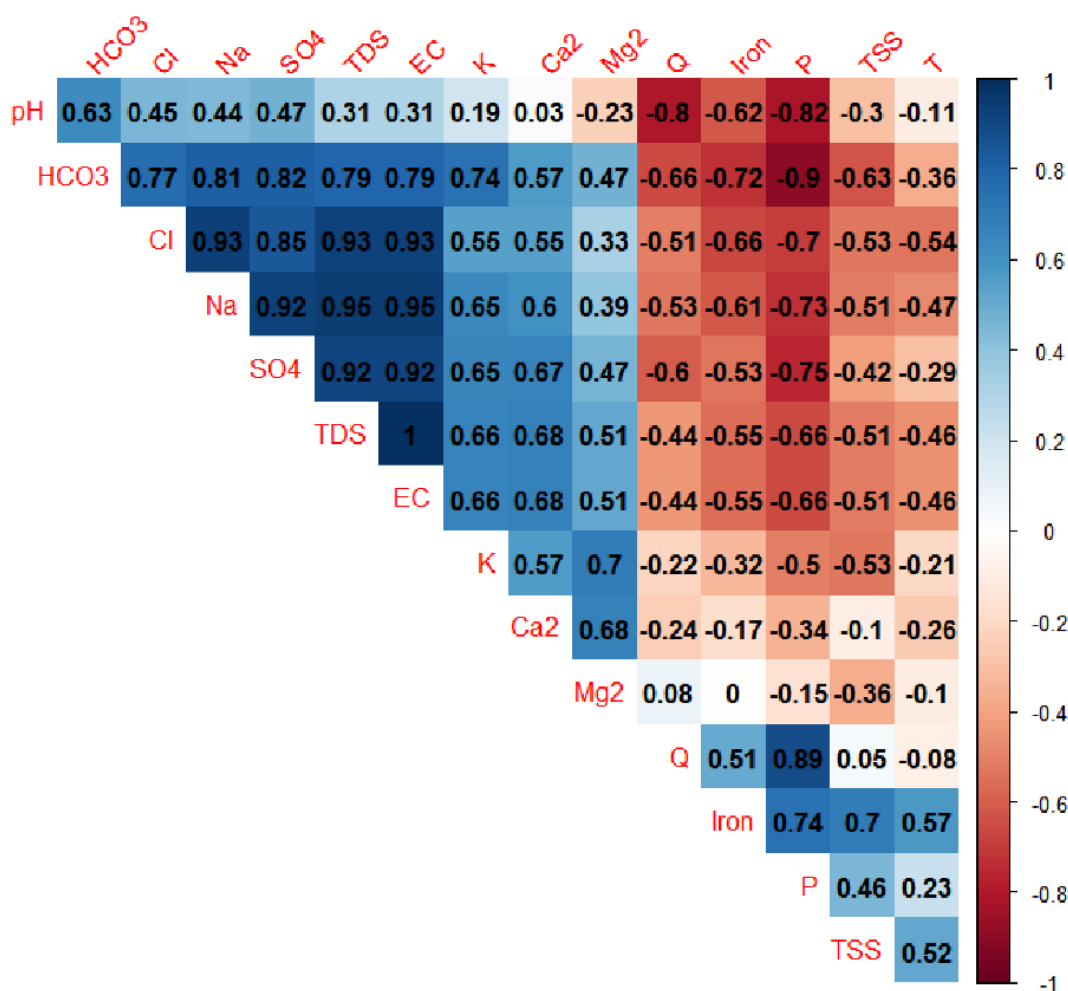


Figure 7. Spearman's correlation coefficients between discharge (Q) and precipitation (P) and the physical-chemical parameters. Color bars represent strength of correlation.

According to the principal component analysis (PCA), three principal components (PC1, PC2, PC3) with eigenvalues >1 explained ~89 % of the total variance (Table 1). PC1 explained 55.1 % of the total variance, which

was highly influenced by EC, TDS, three anions (Cl^- , HCO_3^- , SO_4^{2-}), and four cations (Na^+ , K^+ , Mg^{2+} , Ca^{2+}) (Figure 8). Moreover, these variables were directly related to seawater intrusion, except at sampling sites E5-E8 in June 2007. Unexpectedly, Na^+ and Cl^- levels were highest at these sites in this month.

Table 1. Loading factor matrix, eigenvalues, variance, and cumulative variance for the PCA of environmental data in the Mataquito River.

Variables	Component 1	Component 2	Component 3	Component 4
Q	-0.433	0.299	0.780	-0.059
P	-0.590	0.716	0.321	-0.023
Temperature	-0.127	0.361	-0.806	-0.072
EC	0.896	0.153	-0.012	-0.399
Ph	0.268	-0.754	-0.410	0.107
TSS	-0.283	0.819	-0.437	0.082
TDS	0.896	0.153	-0.012	-0.399
Cl^-	0.944	0.196	0.080	0.232
HCO_3^-	0.813	-0.424	-0.021	0.006
SO_4^{2-}	0.947	0.239	0.069	0.180
Na^+	0.887	0.217	0.006	-0.261
K^+	0.921	0.275	0.082	0.236
Mg^{2+}	0.935	0.278	0.069	0.171
Ca^{2+}	0.943	0.280	0.075	0.136
Iron	-0.340	0.822	-0.273	0.020
Eigenvalues	8.3	3.2	1.8	0.6
Variance (%)	55.1	21.7	12.2	4.0
Cumulative variance(%)	55.2	76.8	89.0	93.0

PCA loadings >0.70 are shown in bold.

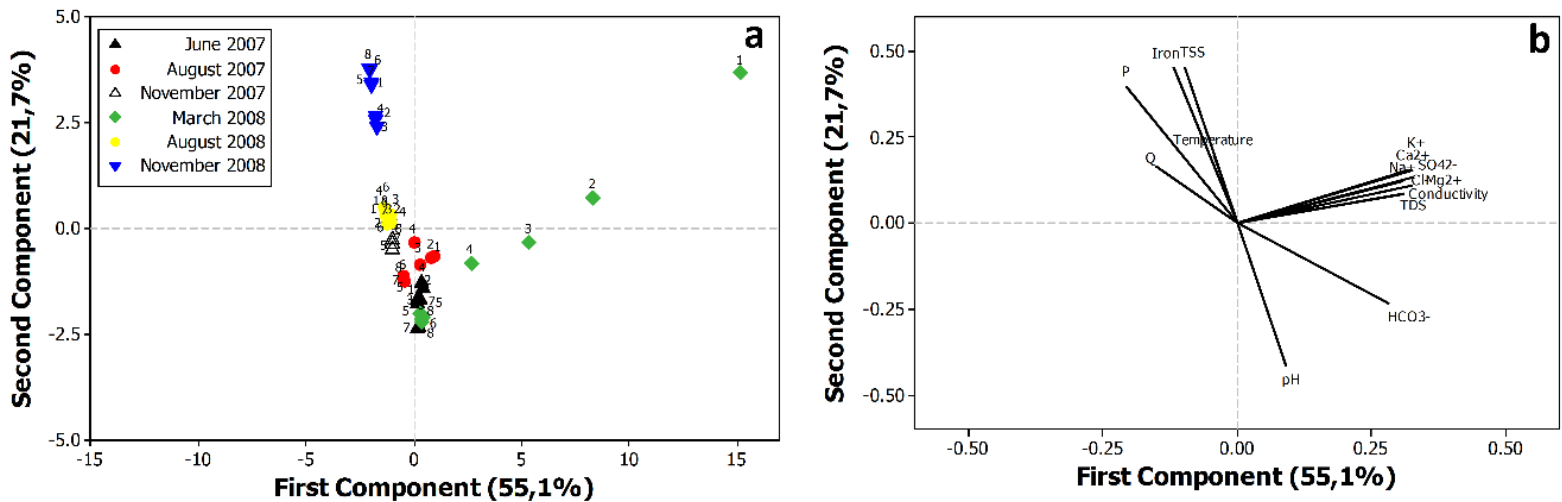


Figure 8. Factors and scores of the physical-chemical variables for the sampling sites during the 2007-2008 time series for the two first principal components.

PC2 explained 21.7 % of the total variance, characterized by P, pH, TSS, and iron. PC3 explained only 12.2 % of the total variance and was closely tied to water discharge (Q) and temperature (see Figure 8).

Discussion

Dissolved and particulate matter in river surface waters is strongly influenced by hydroclimate dynamics (*e.g.*, Rubio-Álvarez & McPhee, 2010; Urrutia *et al.*, 2011; Saldías *et al.*, 2016; Godin, Macdonald, Kuzyk, Goñi, & Stern, 2017); lithology, type and relative abundance of minerals (*e.g.*, Muñoz *et al.*, 2007; McClain & Maher, 2016); intensity of weathering processes (*e.g.*, Chen *et al.*, 2002; Li *et al.*, 2014a; Li *et al.*, 2014b), and anthropogenic alterations (*e.g.*, Xia, Yang, Wang, & Meng, 2005; Pizarro *et al.*, 2010; Potot *et al.*, 2012; Vrebos *et al.*, 2017).

The physical-chemical properties of the Mataquito River are closely associated with the seasonal hydrologic regime, i.e., rainfall, surface runoff, flow rates (Figure 2 and Figure 3), as occurs in other rivers with seasonal dynamics in central Chile (*e.g.*, Debels, Figueroa, Urrutia, Barra, & Niell, 2005; Rubio-Álvarez & McPhee, 2010; Muñoz *et al.*, 2016). However, seawater intrusions might control the chemistry of the Mataquito River upstream during dry conditions (March 2008) in response to decreased river discharge during this period (*e.g.*, Gong & Shen, 2011; Gong, Shen, & Jia, 2013). Apparent pollution upstream was observed in June 2007. High percentages of sodium, chloride, and sulfate, found upstream in June 2007, suggest that conductivity is largely controlled by the release of these ions from industrial/agricultural activities and/or natural fluctuations within the basin. It can be difficult to differentiate

between anthropogenic and natural sources of these ions. Nonetheless, several authors have reported that high levels of chlorine, sulfate, and sodium (amongst other parameters) indicate pollution and suggest that chloride is derived mainly from industrial and domestic effluents, whereas sulfate comes from air pollution and/or agricultural activities (e.g., Chen *et al.*, 2002; Singh *et al.*, 2005; Huang, Sillanpää, Gjessing, & Vogt, 2009; Mulk *et al.*, 2015).

The general processes controlling the chemistry of the Mataquito River were summarized in the Gibb's model plot (see Figure 5). Seasonally, the potential sources of the chemical elements varied widely at all sampling sites. In June 2007, a period with moderate precipitation and discharges (see Figure 2a), as reflected in the TDS vs. $\text{Na}^+ / (\text{Na}^+ + \text{Ca}^{2+})$ ratio, the effects of precipitation increased steadily from down- to upstream (Figure 5). Although precipitation/discharge was significant in August 2007 (see Figure 2a), its influence (as well as that of weathering) on ion distribution was only observed at the four most upstream sampling sites. Downstream, the seawater influence was observed in a high-conductivity and high-cation ratio (Figure 5). In November 2007, the hydrological scenario was almost the same as before (Figure 2a), but the TDS/cation relationship showed a predominance of soil/rock weathering processes brought on by high precipitation, surface runoff, and discharge at all sampling sites (Figure 5). In March 2008, the hydrological scenario deviated completely from the rest of the time series. Seawater contributions were very clear downstream during the dry season (sampling sites E4-E1; see also Figure 2b) and sodium was the dominant

ion, as at the other sampling sites (see Figure 4a-f). Upstream, the relationship showed a dominance of rock weathering processes controlled by river flow (Figure 5). High rainfall in August 2008 showed a distinct hydrological pattern from the previous year's (see Figure 2a). The low TDS/high calcium ratio indicated that derivate processes of rainfall (e.g., chemical weathering) were predominantly responsible for the surface water chemistry along the course of the Mataquito River. In fact, in November 2008, the peak precipitation levels and minimum TDS and cation ratios suggested predominantly rock sources due to weathering, due to high runoff (see also Figure 2a). This factor could also be seen in the high suspended particulate material concentrations along the Mataquito River during this period (see Figure 3c).

The ternary plots analysis of this time series suggests that surface water chemistry upstream in the Mataquito River is mainly determined by rainfall and runoff processes. Consequently, the combination of these processes might increase Ca^{2+} , Mg^{2+} , and HCO_3^- relative to Na^+ , K^+ , and Cl^- due to erosion and rock weathering reactions, mainly during wet months (e.g., Chen *et al.*, 2002; Meybeck, 2003; Huang *et al.*, 2009). The relative dominance of Ca^{2+} , Mg^{2+} , and HCO_3^- during rainy periods might indicate carbonate weathering and/or dissolution of CO_2 gas (e.g., Singh *et al.*, 2005; Singh *et al.*, 2008; Zhang, Kang, Wang, Li, & Xu, 2008; Huang *et al.*, 2009). However, increased Fe+Al levels during the period of greatest precipitation and surface runoff rates (August-November 2008) suggest that the chemistry of the Mataquito River can

also be influenced by silicate mineral weathering (*e.g.*, Li *et al.*, 2014a; Mapoma *et al.*, 2017).

The combination of several factors (*e.g.*, heavy precipitation, high discharges, unusually high iron and TSS concentrations, warm temperatures from August-November 2008) revealed what may be the greatest weathering rates in the Mataquito basin. On the other hand, the effects of seawater intrusion (downstream, March 2008) and pollution (upstream, June 2007) are reflected in the highest percentages of sodium and chlorine.

Conclusions

This study reveals how, together, natural (precipitation, runoff, river flow, seawater intrusion) and anthropogenic (industrial/agricultural activities) factors may have modified the surface water chemistry in a Mediterranean river, *i.e.*, Mataquito River. Important changes occurred in the water chemistry of the Mataquito River from 2007-2008, due to significant fluctuations between rainy and dry periods. During the wet months, heavy rainfall increased the input of major ions, mainly via rock weathering processes. However, during the dry period, seawater intrusion controlled the water chemistry in almost all the study area. The highest

concentrations of chlorine and sulfate were found in areas associated with industrial and agricultural activities in the basin, suggesting that pollution was quantitatively important, a factor which should be considered in future studies in the area.

Acknowledgments

Authors thank Teresa Aguayo for their help in analyses in the Biotecmar Laboratories at UCSC, and the Environmental Management Office of Arauco y Constitución S.A. for providing the information presented in this study. JAP thanks the Research Office at UCSC.

References

- Acker, J. G., & Leptoukh, G. (2007). Online analysis enhances use of NASA Earth Science Data. *Eos, Transactions American Geophysical Union*, 88(2), 14. Recovered from <https://doi.org/10.1029/2007EO020003>
- Armengol, S., Manzano, M., Bea, S. A., & Martínez, S. (2017). Identifying and quantifying geochemical and mixing processes in the Matanza-Riachuelo Aquifer System, Argentina. *Science of the Total Environment*, 599-600, 1417-1432. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2017.05.046>
- Bahar, M. M., Ohmori, H., & Yamamuro, M. (2008). Relationship between river water quality and land use in a small river basin running through the urbanizing area of Central Japan. *Limnology*, 9, 19-26. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s10201-007-0227-z>

- Benabdelkader, A., Taleb, A., Probst, J. L., Belaidi, N., & Probst, A. (2018). Anthropogenic contribution and influencing factors on metal features in fluvial sediments from a semi-arid Mediterranean river basin (Tafna River, Algeria): A multi-indices approach. *Science of the Total Environment*, 626, 899-914. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.01.107>
- Belmar, M., & Morata, D. (2005). Nature and P-T-t constraints of very low-grade metamorphism in the Triassic-Jurassic basins, Coastal Range, central Chile. *Revista Geológica de Chile*, 32(2), 189-205. Recovered from <https://doi.org/10.4067/S0716-02082005000200002>
- Bonada, N., & Resh, V. H. (2013). Mediterranean-climate streams and rivers: Geographically separated but ecologically comparable freshwater systems. *Hydrobiologia*, 719, 1-29. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s10750-013-1634-2>
- Chase, Z., Strutton, P. G., & Hales, B. (2007). Iron links river runoff and shelf width to phytoplankton biomass along the U.S. West Coast. *Geophysical Research Letters*, 34(4). Recovered from <https://doi.org/10.1029/2006GL028069>
- Chen, J., Wang, F., Xia, X., & Zhang, L. (2002). Major element chemistry of the Changjiang (Yangtze River). *Chemical Geology*, 187(3-4), 231-255. Recovered from [https://doi.org/10.1016/S0009-2541\(02\)00032-3](https://doi.org/10.1016/S0009-2541(02)00032-3)
- Dagg, M., Benner, R., Lohrenz, S., & Lawrence, D. (2004). Transformation of dissolved and particulate materials on continental shelves

- influenced by large rivers: Plume processes. *Continental Shelf Research*, 24(7-8), 833-858. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.csr.2004.02.003>
- Dávila, P. M., Figueroa, D., & Müller, E. (2002). Freshwater input into the coastal ocean and its relation with the salinity distribution off austral Chile (35-55°S). *Continental Shelf Research*, 22(3), 521-534. Recovered from [https://doi.org/10.1016/S0278-4343\(01\)00072-3](https://doi.org/10.1016/S0278-4343(01)00072-3)
- Debels, P., Figueroa, R., Urrutia, R., Barra, R., & Niell, X. (2005). Evaluation of water quality in the Chillán River (Central Chile) using physicochemical parameters and a modified Water Quality Index. *Environmental Monitoring and Assessment*, 110, 301-322. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s10661-005-8064-1>
- Dessandier, P. A., Bonnin, J., Kim, J. H., Bichon, S., Deflandre, B., Grémare, A., & Sinninghe-Damsté, J. S. (2016). Impact of organic matter source and quality on living benthic foraminiferal distribution on a river-dominated continental margin: A study of the Portuguese margin. *Journal of Geophysical Research: Biogeosciences*, 121(6), 1689-1714. Recovered from <https://doi.org/10.1002/2015JG003231>
- Frings, P. J., Clymans, W., Fontorbe, G., De-La-Rocha, C. L., & Conley, D. J. (2016). The continental Si cycle and its impact on the ocean Si isotope budget. *Chemical Geology*, 425, 12-36. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.chemgeo.2016.01.020>

- Gibbs, R. J. (1970). Mechanisms controlling world water chemistry. *Science*, 170(3962), 1088-1090. DOI: 10.1126/science.170.3962.1088
- Godin, P., Macdonald, R. W., Kuzyk, Z. Z. A., Goñi, M. A., & Stern, G. A. (2017). Organic matter compositions of rivers draining into Hudson Bay: Present-day trends and potential as recorders of future climate change. *Journal of Geophysical Research: Biogeosciences*, 122(7), 1848-1869. Recovered from <https://doi.org/10.1002/2016JG003569>
- Gong, W., & Shen, J. (2011). The response of salt intrusion to changes in river discharge and tidal mixing during the dry season in the Modaomen Estuary, China. *Continental Shelf Research*, 31(7-8), 769-788. DOI: 10.1016/j.csr.2011.01.011
- Gong, W., Shen, J., & Jia, L. (2013). Salt intrusion during the dry season in the Huangmaohai Estuary, Pearl River Delta, China. *Journal of Marine Systems*. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.jmarsys.2012.11.006>
- Greenberg, A. E., Clesceri, L. S., & Eaton, A. D. (1995). *Standard methods for the examination of water and wastewater* (18th ed.). Washington, DC, USA: American Public Health Association.
- Hanna, N., Lartiges, B., Kazpard, V., Maatouk, E., Amacha, N., Sassine, S., & El-Samrani, A. (2018). Hydrogeochemical processes in a small Eastern Mediterranean karst watershed (Nahr Ibrahim, Lebanon). *Aquatic Geochemistry*, 24, 325-344. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s10498-018-9346-x>

- Huang, X., Sillanpää, M., Gjessing, E. T., & Vogt, R. D. (2009). Water quality in the Tibetan Plateau: Major ions and trace elements in the headwaters of four major Asian rivers. *Science of the Total Environment*, 407(24), 6242-6254. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2009.09.001>
- Humborg, C., Ittekkot, V., Cociasu, A., & Bodungen, B. V. (1997). Effect of Danube River dam on Black Sea biogeochemistry and ecosystem structure. *Nature*, 386, 385-388. Recovered from <https://doi.org/10.1038/386385a0>
- Li, S. L., Chetelat, B., Yue, F., Zhao, Z., & Liu, C. Q. (2014a). Chemical weathering processes in the Yalong River draining the eastern Tibetan Plateau, China. *Journal of Asian Earth Sciences*, 88, 74-84. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.jseaes.2014.03.011>
- Li, S., Lu, X. X., & Bush, R. T. (2014b). Chemical weathering and CO₂ consumption in the Lower Mekong River. *Science of the Total Environment*, 472, 162-177. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2013.11.027>
- McClain, C. N., & Maher, K. (2016). Chromium fluxes and speciation in ultramafic catchments and global rivers. *Chemical Geology*, 426, 135-157. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.chemgeo.2016.01.021>
- Mapoma, H. W. T., Xie, X., Liu, Y., Zhu, Y., Kawaye, F. P., & Kayira, T. M. (2017). Hydrochemistry and quality of groundwater in alluvial aquifer of Karonga, Malawi. *Environmental Earth Sciences*, 76. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s12665-017-6653-2>

- Meybeck, M. (2003). Global occurrence of major elements in rivers. In: *Treatise on geochemistry*. Recovered from <https://doi.org/10.1016/B0-08-043751-6/05164-1>
- Mulk, S., Azizullah, A., Korai, A. L., & Khattak, M. N. K. (2015). Impact of marble industry effluents on water and sediment quality of Barandu River in Buner District, Pakistan. *Environmental Monitoring and Assessment*, 187. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s10661-014-4221-8>
- Muñoz, A. A., González-Reyes, A., Lara, A., Sauchyn, D., Christie, D., Puchi, P., Urrutia-Jalabert, R., Toledo-Guerrero, I., Aguilera-Betti, I., Mundo, I., Sheppard, P. R., Stahle, D., Villalba, R., Szejner, P., LeQuesne, C., & Vanstone, J. (2016). Streamflow variability in the Chilean Temperate-Mediterranean climate transition (35°S–42°S) during the last 400 years inferred from tree-ring records. *Climate Dynamics*, 47, 4051-4066. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s00382-016-3068-9>
- Muñoz, J. F., Fernández, B., Varas, E., Pastén, P., Gómez, D., Rengifo, P.,..., & Jofré, J. C. (2007). Chilean water resources. *Geological Society Special Publication*. Recovered from <https://doi.org/10.1144/goch.8>
- Nash, J. D., & Moum, J. N. (2005). River plumes as a source of large-amplitude internal waves in the coastal ocean. *Nature*, 437, 400-403. Recovered from <https://doi.org/10.1038/nature03936>
- Orrego, R., Marshall-Adams, S., Barra, R., Chiang, G., & Gavilan, J. F. (2009). Patterns of fish community composition along a river

- affected by agricultural and urban disturbance in south-central Chile. *Hydrobiologia*, 620, 35-46. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s10750-008-9613-8>
- Palmer, M. A., Reidy-Liermann, C. A., Nilsson, C., Flörke, M., Alcamo, J., Lake, P. S., & Bond, N. (2008). Climate change and the world's river basins: Anticipating management options. *Frontiers in Ecology and the Environment*, 6(2), 81-89. Recovered from <https://doi.org/10.1890/060148>
- Pizarro, J., Vergara, P. M., Rodríguez, J. A., Sanhueza, P. A., & Castro, S. A. (2010). Nutrients dynamics in the main river basins of the centre-southern region of Chile. *Journal of Hazardous Materials*, 175(1-3), 608-613. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.jhazmat.2009.10.048>
- Potot, C., Féraud, G., Schärer, U., Barats, A., Durrieu, G., Le Poupon, C.,..., & Simler, R. (2012). Groundwater and river baseline quality using major, trace elements, organic carbon and Sr-Pb-O isotopes in a Mediterranean catchment: The case of the Lower Var Valley (south-eastern France). *Journal of Hydrology*, 472-473, 126-147. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.09.023>
- Rubio-Álvarez, E., & McPhee, J. (2010). Patterns of spatial and temporal variability in streamflow records in south central Chile in the period 1952-2003. *Water Resources Research*, 46(5). Recovered from <https://doi.org/10.1029/2009WR007982>
- Saldías, G. S., Sobarzo, M., Largier, J., Moffat, C., & Letelier, R. (2012). Seasonal variability of turbid river plumes off central Chile based on

- high-resolution MODIS imagery. *Remote Sensing of Environment*, 123, 220-233. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.rse.2012.03.010>
- Saldías, G. S., Largier, J. L., Mendes, R., Pérez-Santos, I., Vargas, C. A., & Sobarzo, M. (2016). Satellite-measured interannual variability of turbid river plumes off central-southern Chile: Spatial patterns and the influence of climate variability. *Progress in Oceanography*, 146, 212-222. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.pocean.2016.07.007>
- Singh, A. K., Mondal, G. C., Kumar, S., Singh, T. B., Tewary, B. K., & Sinha, A. (2008). Major ion chemistry, weathering processes and water quality assessment in upper catchment of Damodar River basin, India. *Environmental Geology*, 54, 745-758. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s00254-007-0860-1>
- Singh, K. P., Malik, A., & Sinha, S. (2005). Water quality assessment and apportionment of pollution sources of Gomti river (India) using multivariate statistical techniques - A case study. *Analytica Chimica Acta*, 538(1-2), 355-374. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.aca.2005.02.006>
- Torres-Ramírez, P., Ortiz, J., Figueroa, S., Jerez, R., & Arcos, D. (2017). Characterization of the coastal wetland Mataquito, Curico province, Maule region. In: *The Ecology and Natural History of Chilean Saltmarshes*. Recovered from https://doi.org/10.1007/978-3-319-63877-5_8

- Urrutia, R. B., Lara, A., Villalba, R., Christie, D. A., Le-Quesne, C., & Cuq, A. (2011). Multicentury tree ring reconstruction of annual streamflow for the Maule River watershed in south central Chile. *Water Resources Research*, 47(6). Recovered from <https://doi.org/10.1029/2010WR009562>
- Vrebos, D., Beauchard, O., & Meire, P. (2017). The impact of land use and spatial mediated processes on the water quality in a river system. *Science of the Total Environment*, 601-602, 365-373. Recovered from <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2017.05.217>
- Xia, X., Yang, Z., Wang, R., & Meng, L. (2005). Contamination of oxygen-consuming organics in the Yellow River of China. *Environmental Monitoring and Assessment*, 110, 185-202. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s10661-005-7863-8>
- Zampella, R. A., Procopio, N. A., Lathrop, R. G., & Dow, C. L. (2007). Relationship of land-use/land-cover patterns and surface-water quality in the Mullica River basin. *Journal of the American Water Resources Association*, 43(3), 594-604. Recovered from <https://doi.org/10.1111/j.1752-1688.2007.00045.x>
- Zhang, Q., Kang, S., Wang, F., Li, C., & Xu, Y. (2008). Major ion geochemistry of Nam Co lake and its sources, Tibetan Plateau. *Aquatic Geochemistry*, 14, 321-336. Recovered from <https://doi.org/10.1007/s10498-008-9039-y>

DOI: 10.24850/j-tyca-14-02-09

Artículos

Calidad y uso potencial de la red hidrográfica del centro-norte de Sinaloa, México

Quality and potential use of the hydrographic network of north-central Sinaloa, Mexico

Gloria Marisol Castañeda-Ruelas¹, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8970-0035>

Kenia Sarai Arce-Navarro², ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7935-9862>

José Guadalupe Llanes-Ocaña³

Maribel Jiménez-Edeza⁴, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9835-9665>

¹Programa Regional de Posgrado en Biotecnología, Laboratorio de Investigación y Diagnóstico Microbiológico, Facultad de Ciencias Químico-Biológicas, Universidad Autónoma de Sinaloa, Culiacán, Sinaloa, México, gloria.ruelas@uas.edu.mx

²Programa Regional de Posgrado en Biotecnología, Laboratorio de Investigación y Diagnóstico Microbiológico, Facultad de Ciencias Químico-Biológicas, Universidad Autónoma de Sinaloa, Culiacán, Sinaloa, México, kenia.arce.navarro@gmail.com



³Facultad de Ciencias Físico-Matemáticas, Universidad Autónoma de Sinaloa, Culiacán, Sinaloa, México, llaneso@cln.megared.net.mx

⁴Programa Regional de Posgrado en Biotecnología, Laboratorio de Investigación y Diagnóstico Microbiológico, Facultad de Ciencias Químico-Biológicas, Universidad Autónoma de Sinaloa, Culiacán, Sinaloa, México, mjimenez@uas.edu.mx

Autora para correspondencia: Maribel Jiménez-Edeza, mjimenez@uas.edu.mx

Resumen

La calidad ecológica del agua indica la estabilidad del ecosistema y garantiza su conveniencia de uso. El objetivo fue investigar el índice de calidad del agua (ICA) y la pertinencia de uso de la red hidrográfica del centro-norte de Sinaloa. Se recolectaron 40 muestras de agua superficial de diferentes recursos hídricos (RH): drenes ($n = 26$), ríos ($n = 8$) y bahías ($n = 6$), incluyendo tomas de caudal (agua dulce) y desembocadura (agua salada). Los parámetros fisicoquímicos, nutrientes, metales e indicadores fecales fueron evaluados y comparados con los estándares nacionales bajo un análisis multivariado y de correlación. El ICA se determinó solo en las muestras de caudal. Los RH se diferenciaron por ciertos parámetros fisicoquímicos (pH, CE y SDT), nutrimentales (P y NO_3) y microbiológicos ($p < 0.05$). El análisis multivariado reveló un perfil de contaminación particular al RH: indicadores fecales y nutrimentos se

identificaron como factores de riesgo. La concentración fecal en las muestras de agua (65 %) expone el riesgo para la salud ($> 200 \text{ NMP} \cdot 100 \text{ ml}^{-1}$), y sus valores muestran correlación con los otros parámetros. El caudal de todos los ríos y mayoría de los drenes (64 %) presentan un ICA “bueno”, que está en línea con su pertinencia para la vida acuática y actividad agrícola, pero no recreacional. Por el contrario, la desembocadura de los RH es pertinente para uso recreativo y acuícola. Nuestros hallazgos evidencian un manejo antrópico similar de los RH y advierten sobre el uso potencial. Además, indican la importancia de restaurar la calidad del agua para reducir las implicaciones ambientales y de salud.

Palabras clave: bahías, calidad del agua, drenes, ríos, Sinaloa.

Abstract

The ecological quality of the water indicates the stability of the ecosystem and guarantees its convenience of use. The objective was to investigate the water quality index (ICA) and the pertinence of use of the hydrographic network of north-central Sinaloa. Forty surface water samples from different water resources (RH) were collected: Drains ($n = 26$), rivers ($n = 8$) and bays ($n = 6$), including flow intakes (fresh water) and mouth (saltwater). The physicochemical parameters, nutrients, metals, and fecal indicators were evaluated and compared with national standards and under a multivariate and correlation analysis. The ICA was determined only in flow water samples. The RH were differentiated by

certain physicochemical parameters (pH, EC, and TDS), nutritional (P and NO_3) and microbiological ($p < 0.05$). The multivariate analysis revealed a particular contamination profile at RH: Fecal indicator and nutrients were identifying as a risk factor. The fecal concentration in the water samples (65 %) exposes the health risk ($> 200 \text{ MPN} \cdot 100 \text{ ml}^{-1}$), and its values showed correlation with the other quality parameters. The flow of all rivers and most of the drains (64 %) present a "good" ICA, which is in line with its relevance for aquatic life and agricultural activity, but not recreational. While the mouth of the RH is relevant for the recreational and aquaculture use. Our findings evidence a similar anthropogenic management of RH and warn about its potential use. In addition, they remark the importance of restoring the water quality to reduce the environmental and health implications.

Keywords: Bays, drains, water quality, rivers, Sinaloa.

Recibido: 08/09/2020

Aceptado: 15/10/2021

Introducción

Los recursos hídricos del noroeste de México con uso consuntivo están constituidos por la red hidrográfica superficial (52.35 hm³ por año), y las fuentes subterráneas (33 311 hm³ por año). En 2015, el 90.9 % (77.84 miles de hm³) del volumen nacional de agua concesionado se destinó al sector económico primario (agricultura, ganadería, acuicultura, pesca, apicultura, minería, etc.) y abastecimiento público (Conagua, 2016). Particularmente, Sinaloa es la entidad federativa con mayor volumen de agua concesionado (9 542.1 hm³) para el sector económico primario, generando un producto interno bruto anual de hasta US\$ 1 559 millones de dólares (Conagua, 2016; INEGI, 2016). Los beneficios de la producción y extracción de materias primas a partir de las actividades económicas están claramente demostrados, pero dicha intensificación se ha convertido en una fuente de desechos contaminantes para el entorno acuático, que requiere el establecimiento de estrategias de evaluación, restauración y control (Haenn, Harnish, & Wilk, 2016; Tietenberg & Lewis, 2018).

El manejo inadecuado de los desechos y residuos que acarrearán contaminantes, como metales pesados, nutrientes, compuestos orgánicos, así como microorganismos patógenos, contribuyen a la alteración del perfil hidroquímico y ocasionan la degradación del

ecosistema acuático (Nazeer, Hashmi, & Malik, 2104; Ribeiro, Aparecido, Lajarim, & Sergio, 2014; Conagua, 2016). La contaminación del agua superficial modifica la función natural de los cuerpos receptores de agua (bahías y esteros), e impacta en la calidad y vida acuática de estos ecosistemas (Kennish, 2002; Subasinghe, Soto, & Jia, 2009). Además, existe evidencia de que las enfermedades infecciosas relacionadas con el agua son una causa importante de morbilidad y mortalidad a nivel mundial (OMS, 2022).

Con la finalidad de valorar la calidad del agua y definir su pertinencia de uso para las actividades humanas y para la protección a la vida acuática, cada país ha establecido las instituciones y lineamientos destinados para vigilar esta labor (Sarkar & Abbasi, 2006). Debido a la diversidad y variabilidad de parámetros físicos, químicos y microbiológicos solicitados por cada región, resulta compleja la categorización de los recursos hídricos en términos de calidad ecológica y seguridad. En las últimas décadas, el desarrollo de índices de calidad del agua (ICA) basados en funciones agregativas permite agrupar y ponderar parámetros para definir un nivel de calidad y en consecuencia el potencial uso del agua (Sarkar & Abbasi, 2006).

Actualmente, los ICA denominados “Consejo Canadiense de Ministros de Medioambiente”, “Fundación Nacional de Saneamiento”, “Oregon”, “Índice General de Contaminación” y el “Índice de Ved Prakash” son algunos de los principales modelos matemáticos empleados para determinar el nivel de contaminación del agua (Katyal, 2011). En México,

la calidad sanitaria y ecológica del agua está regulada por una lista de diversos parámetros (físicos, químicos y microbiológicos) condensados en las normas oficiales nacionales (NOM-001-SEMARNAT-2021) y criterios ecológicos (CE-CCA-001/89). Recientemente, Rubio *et al.* (2016) desarrollaron un ICA para categorizar el nivel de contaminación y seguridad recreacional en ecosistemas acuáticos.

En Sinaloa, la calidad del agua presenta un interés especial debido a la intensificación de las actividades del sector agropecuario y acuícola, inclusive de tipo recreativo. También en esa entidad se han realizado estudios de monitoreo fisicoquímico y/o microbiológico en el río El Fuerte (Rodríguez, González, Trigueros, Ávila, & Arciniega, 2016), río Culiacán y río Sinaloa (Jiménez & Chaidez, 2012; Ruiz-Luna, Hernández-Guzmán, García-de León, & Ramírez-Huerta, 2017). Sin embargo, se requiere ampliar la caracterización y categorización de los parámetros de calidad de diversos recursos hídricos de Sinaloa, que constituyen la fuente para el desarrollo de actividades antrópicas.

Los objetivos de este estudio fueron los siguientes: a) investigar un panel de parámetros de calidad (fisicoquímicos, nutrientes, metales y microbiológicos) en muestras de agua superficial de ríos, drenes y bahías en la región centro-norte de Sinaloa con respecto a los estándares nacionales que determinan la idoneidad de uso; y b) determinar el ICA.

Materiales y métodos

Muestreo

El estado de Sinaloa tiene una extensión territorial de 58 092 km², y se extiende entre las estribaciones de la Sierra Madre Occidental y la costa del océano Pacífico. La red hidrográfica superficial de Sinaloa proviene de las vertientes del Pacífico y Golfo de California, y además cuenta con 11 ríos que abastecen de agua a sus presas y otros cuerpos de agua. Los drenes, ríos, bahías y esteros son las principales fuentes de agua que abastecen las actividades económicas de la región. En este estudio se seleccionaron cinco ciudades de estado de Sinaloa: Ahome (001), Angostura (002), Guasave (011), Culiacán (015) y Navolato (018). La selección de estas urbes se debió a la accesibilidad de la toma de muestra y porque reflejan las características reales del agua superficial de la red hidrográfica en estudio: a) son cuerpos de descarga de aguas residuales; b) tienen pueblos y/o desarrollan alguna actividad antrópica aledaña a los recursos hídricos, y c) su caudal se descarga en la costa. Durante la primavera de 2017 se recolectaron 40 muestras de agua superficial procedentes de drenes ($n = 26$), ríos ($n = 8$) y bahías ($n = 6$). Los ríos y

drenes fueron muestreados a nivel de caudal ($n = 18$) y en su desembocadura ($n = 16$) en la zona costera para evaluar el comportamiento de los parámetros según la naturaleza del agua. Las muestras de caudal corresponden a agua dulce, y la desembocadura de ríos y drenes en el mar representaba estuarios (mezcla de agua dulce y salada). La Tabla 1 describe los detalles del código de identificación (ID), toma de muestra y ubicación (norte y oeste) de los puntos de muestreo. En los drenes Los Mochis y Capomitos solo se tomaron muestras de caudal porque convergen con otros drenes. La ubicación geográfica de los puntos de muestreo en Sinaloa, México, se ilustran en la Figura 1. De forma breve, para el muestreo del agua superficial de los recursos hídricos seleccionados se recogió una muestra de 5 l de agua (30 cm de profundidad) en bidones de plástico desinfectados, los cuales fueron identificados y trasladados al laboratorio para su análisis en un lapso menor a 24 h.

Tabla 1. Coordenadas e identificación (ID) de los sitios de muestreo.

Cd.	Fuente	Nombre	Confluencia (N/O) ^{ID}	Desembocadura (N/O) ^{ID}
001	Bahía	Jitzamury	No aplica	26°09'42.1"/109°16'45.1" ¹
001	Río	El Fuerte	25°56'32.0"/109°16'01.1" ²	25°49'46.8"/109°25'03.9" ³
001	Dren	Juárez	25°42'58.6"/109°07'19.7" ⁴	25°42'12.0"/109°08'47.8" ⁵
001	Dren	Los Mochis	25°39'37.8"/109°02'31.2" ⁶	No aplica
001	Dren	Mochicahui	25°39'30.4"/109°02'06.2" ⁷	25°38'25.3"/109°02'09.8" ⁸
001	Dren	Navobampo	25°34'54.8"/108°48'10.1" ⁹	25°32'52.9"/108°47'53.9" ¹⁰

011	Dren	Guasave	25°23'03.6"/108°34'34.0" ¹¹	25°22'43.3"/108°37'44.0" ¹²
011	Bahía	Pitahaya	No aplica	25°18'32.7"/108°32'05.1" ¹³
011	Río	Sinaloa	25°22'20.0"/108°25'25.5" ¹⁴	25°17'03.1"/108°29'42.1" ¹⁵
011	Dren	San Rafael	25°21'58.6"/108°20'38.8" ¹⁶	25°19'05.0"/108°21'57.5" ¹⁷
002	Río	Évora	25°13'46.1"/108°11'26.7" ¹⁸	25°10'45.2"/108°14'21.5" ¹⁹
002	Dren	Playón	25°13'14.4"/108°09.22.3" ²⁰	25°10'09.4"/108°13'03.7" ²¹
002	Bahía	Santa María	No aplica	25°11'17.1"/108°11'35.7" ²²
002	Dren	Reforma	25°07'01.0"/108°04'13.6" ²³	25°04'41.6"/108°04'30.9" ²⁴
002	Dren	Palmitas	25°04'18.9"/107°58'49.0" ²⁵	24°59'31.6"/108°00'38.4" ²⁶
018	Dren	M. Derecha	24°52'12.4"/107°48'50.5" ²⁷	24°52'08.0"/107°59'06.0" ²⁸
018	Bahía	Santa María	No aplica	24°46'14.0"/107°56'15.7" ²⁹
015	Río	Culiacán	24°37'43.1"/107°39.39.2" ³⁰	24°29'39.0"/107°43'58.5" ³¹
018	Dren	Caimanero	24°34'27.0"/107°36'45.0" ³²	24°30'08.2"/107°38'10.9" ³³
015	Dren	Chiricahueto	24°35'57.6"/107°29'02.9" ³⁴	24°31'40.7"/107°32'12.2" ³⁵
015	Dren	Capomitos	24°34'21.7"/107°27'46.0" ³⁶	No aplica
015	Dren	Higueras	24°25'08.3"/107°24'12.3" ³⁷	24°23'36.5"/107°28'31.7" ³⁸
015	Bahía	Evanito	No aplica	24°19'51.1"/107°29'07.8" ³⁹
015	Bahía	Palancas	No aplica	24°24'30.3"/107°28'38.4" ⁴⁰

ID: los números señalados en el margen derecho de las coordenadas corresponden a los sitios de muestreo representados en la Figura 1.

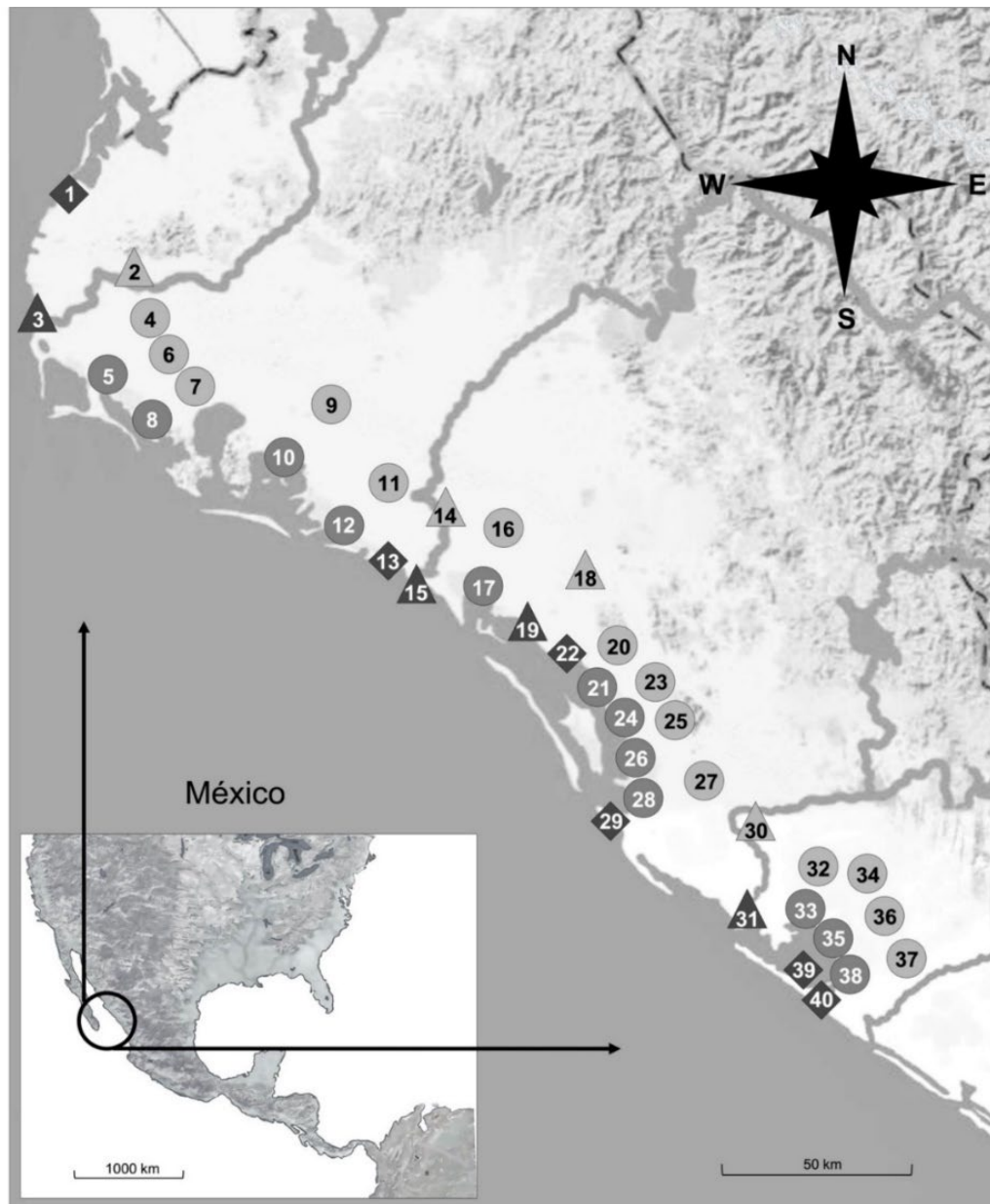


Figura 1. Mapa del área de estudio que muestra los sitios de muestreo. La correspondencia de los números (ID) con los sitios de muestreo se describe en la Tabla 1.

Evaluación de los parámetros

El panel de calidad del agua superficial estuvo conformado por 23 parámetros distribuidos en las siguientes categorías: fisicoquímicos ($n = 10$), nutrientes ($n = 4$), metales pesados ($n = 8$) y microorganismos fecales ($n = 1$). El panel de parámetros de calidad fue determinado de acuerdo con las metodologías descritas en la normatividad nacional (NOM y NMX) como se indica en cada prueba, o bien, empleando sondas multiparamétricas. Los parámetros fisicoquímicos incluían demanda bioquímica de oxígeno (DBO) (NMX-AA-028-SCFI-2001); demanda química de oxígeno (DQO) (NMX-AA-03/02-SCFI-2011); sólidos en suspensión (SS) (NMX-AA-004-SCFI-2013); sólidos suspendidos totales (SST), y sólidos disueltos totales (SDT) (NMX-AA-34-SCFI-2015). La conductividad eléctrica (CE), pH, temperatura (T), oxígeno disuelto (OD) y turbidez (Tur) se determinaron en el sitio utilizando sondas multiparamétricas Hach-HQ40D y Hanna-HI9829. La determinación de SS, DBO y DQO se omitió en las muestras de la desembocadura (drenes y ríos) y bahías debido a la naturaleza salada del agua. En relación con los nutrientes, se determinó la concentración de NO_3 (NMX-AA-079-SCFI-2001), NO_2 (NMX-AA-099-2006), P y PO_4 (NMX-AA-029-SCFI-2001). Los

metales pesados (As, Cd, Cu, Cr, Hg, Ni, Pb y Zn) se analizaron mediante el método descrito en NMX-AA-051-SCFI-2016. La concentración de coliformes fecales se estimó con el protocolo de número más probable en 100 ml (NMP/100 ml) descrito en la NMX-AA-042-1987. Las pruebas se realizaron por triplicado.

Cumplimiento normativo del agua

La observancia de la calidad del agua de la red hidrográfica del centro-norte de Sinaloa se determinó valorando el panel de calidad determinado en las muestras de agua con las especificaciones descritas por la normatividad nacional (NOM-001-SEMARNAT-2021, CE-CCA-001/89). Para la Tur se utilizó el límite especificado por la normatividad internacional (EPA, 1986). Además, el cumplimiento normativo de los parámetros de calidad del agua se analizó mediante un análisis multivariado (agrupamiento jerárquico basado en distancia euclidiana) para identificar los parámetros que representan los factores de riesgo del perfil de contaminación de los recursos hídricos.

Uso pertinente del agua

La pertinencia del uso del agua superficial de la red hidrográfica del centro-norte de Sinaloa se determinó comparando los valores obtenidos del panel de calidad con las especificaciones descritas por la normatividad nacional (NOM-001-SEMARNAT-2021, CE-CCA-001/89). Un grupo de parámetros específicos se utilizan para la categorización pertinente para la vida acuática (pH, T, OD, SST, SS, DBO, P, PO₄, NO₃ y NO₂), y las actividades agrícolas (pH, T, SST, SS, DBO, P y CF), acuícolas (pH, T, Tur, OD, NO₃, NO₂, y P) y recreacionales (Tur, pH, T, SST, CF). Dada la naturaleza del agua superficial, se consideraron las muestras de caudal y bahía/estuario para su uso agrícola y acuícola, respectivamente. El grado de pertinencia se calculó como un índice del número de parámetros cumplidos para cada categoría.

Cálculo del índice de calidad del agua

El índice de calidad del agua (ICA) en las muestras de agua del caudal de los ríos y drenes ($n = 18$) se definió utilizando la metodología propuesta



por Rubio *et al.* (2016). Las muestras de agua procedente de bahías o desembocadura se excluyeron del análisis debido a la influencia de la salinidad en el valor del ICA (DEQ, 2016). El ICA se calculó considerando tres factores: peso específico (w_i) y nivel óptimo del parámetro de calidad (p_i), y una constante de apariencia del agua (k). El factor w_i se asignó a cada parámetro de acuerdo con su relevancia para definir la calidad del agua (1-4), donde 4 representa el nivel más alto y 1 el más bajo. A cada parámetro se le asignó un valor de p_i , siendo un valor de 1 si cumple con el límite permisible propuesto por las regulaciones nacionales (NOM-001-SEMARNAT-2021, CE-CCA-001/89) y/o internacionales (EPA, 1986), y un valor de 2 si excedía el límite. La constante (k) se asignó por inspección visual de la turbidez del agua durante el muestreo: 0.5 (muy turbia), 0.75 (turbia) y 1.0 (clara). Una vez asignados los valores para w_i , p_i y k , se calculó el ICA con la Ecuación (1). Los valores para clasificar el ICA fueron excelente (2.9-3.3), bueno (2.5-2.8), regular (1.9-2.4) y pobre (1.3-1.8):

$$ICA = \sum_{i=n} \frac{w_i p_i}{p_i k} \quad (1)$$

Análisis estadístico

Para establecer la relación entre los parámetros de calidad con los recursos hídricos y la naturaleza del agua (dulce y salada) se utilizó la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis. Una correlación de Pearson y un análisis multivariado de conglomerado de observaciones se empleó para clasificar los parámetros evaluados por naturaleza del agua de acuerdo con su similitud. Un valor de $p \leq 0.05$ se consideró estadísticamente significativo (Minitab 16).

Resultados

Evaluación de parámetros de calidad del agua

La Tabla 2, Tabla 3 y Tabla 4 resumen los parámetros de calidad de las muestras del agua de los ríos (caudal), drenes (caudal), bahías y

estuarios (desembocadura de drenes y ríos) de la red hidrográfica del centro-norte de Sinaloa. La estadística descriptiva (μ y %CV) del panel de calidad de las muestras de agua evidencia la diversidad de su naturaleza. La calidad de los recursos hídricos se diferenció por ciertos parámetros fisicoquímicos (pH, CE y SDT), nutrimentales (P y NO_3) y microbiológicos (CF) ($p < 0.05$), y sus valores alertan sobre la alteración de la calidad del agua. Los metales evaluados no representaron un agente contaminante relevante para las muestras de agua analizadas.

Tabla 2. Caracterización fisicoquímica, nutricional y microbiológica del caudal de los ríos.

ID	pH	T	CE	Tur	OD	SDT	SST	SS	DBO	DQO	NO3	NO2	PO4	P	CF
2	7.6	29	1 204	3	1.0	1 088	20	0.1	1.0	30	0.4	0.02	0.25	0.35	930
14	8.1	30	1 124	21	0.1	904	20	0.1	5.0	30	6.5	0.03	0.25	0.25	430
18	8.0	33	37 600	21	5.4	1 512	64	0.2	2.3	30	4.4	0.15	0.25	0.25	430
30	8.0	31	5 770	40	6.0	528	20	0.1	3.0	30	0.3	0.02	0.25	0.36	23
μ	7.9	31	11 424	21	3.1	1 008	31	0.1	2.8	30	2.9	0.06	0.25	0.30	453
%CV	3	6	154	71	96	41	71	40	59	0	106	115	0	20	82

ID: número de identificación del sitio (Tabla 1); μ : media aritmética; %CV: coeficiente de variación; magnitudes: T ($^{\circ}\text{C}$), CE ($\mu\text{S cm}^{-1}$), TUR (FNU), OD ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), SDT ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), SST ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), SS ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), DBO ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), DQO ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), NO_3 ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), NO_2 ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), PO_4 ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), P ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), CF (NMP $\cdot 100\text{ ml}^{-1}$).

Tabla 3. Caracterización fisicoquímica, nutricional y microbiológica del caudal de los drenes.

ID	pH	T	CE	Tur	OD	SDT	SST	SS	DBO	DQO	NO ₃	NO ₂	PO ₄	P	CF
4	7.3	25	16 840	25	6.4	15992	20	0.1	3.0	100	0.1	0.06	0.30	0.35	240 000
6	7.5	31	6320	56	0.4	5501	57	0.3	14.0	95	0.1	0.86	0.62	1.83	4 300
7	8.0	31	5 740	38	0.6	5028	0.4	0.3	3.0	39	1.2	0.28	0.48	0.80	240 000
9	7.1	26	15 870	18	0.6	4641	215	1.0	8.0	27	5.8	0.54	0.25	0.38	15 000
11	7.6	28	10 300	39	0.5	7464	31	0.1	4.2	40	0.7	0.13	0.40	0.65	93 000
16	7.6	30	4 100	85	0.2	2 960	80	0.1	6.1	31	5.4	0.13	0.25	0.27	2 400
20	7.8	30	40 300	134	3.6	3 230	130	0.3	4.4	33	4.9	0.09	0.25	0.32	9 300
23	7.9	22	3 300	33	3.0	2 672	20	0.1	3.8	30	0.5	0.01	0.25	0.34	4 300
25a	7.6	30	3 090	23	4.1	2 220	20	0.2	6.5	30	2.2	0.01	0.25	0.54	4 300
34	7.2	25	801	125	1.8	1 276	220	2.0	78.0	171	0.1	0.01	2.52	4.63	930 000
36	7.4	24	3 150	69	5.1	2 664	20	0.1	9.0	33	2.1	0.28	0.32	0.55	2 400
37	7.8	26	1 020	57	4.6	810	66	0.1	12.0	30	4.0	0.01	0.27	0.41	9 300
27	7.8	26	9 670	101	1.6	861	79	0.2	14.0	43	0.7	1.48	0.85	1.67	150 000
32b	8.0	29	2 570	124	3.6	1 891	121	0.3	12.0	40	0.6	0.02	0.25	0.89	2 400
μ	7.6	27	8 791	66	2.6	4 086	77	0.4	12.7	53	2.0	0.28	0.51	0.97	121 907
%CV	4	10	118	62	79	96	92	141	151	78	104	152	116	119	204

ID: número de identificación del sitio (Tabla 1); μ: media aritmética; %CV: coeficiente de variación; magnitudes: T (°C), CE ($\mu\text{S cm}^{-1}$), TUR (FNU), OD ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), SDT ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), SST ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), SS ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), DBO ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), DQO ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), NO₃ ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), NO₂ ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), PO₄ ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), P ($\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), CF (NMP·100 ml⁻¹); ^aAs (0.005 $\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$), ^bAs (0.021 $\text{mg}\cdot\text{l}^{-1}$).

Tabla 4. Caracterización fisicoquímica, nutricional y microbiológica del agua de bahías y la desembocadura de ríos y drenes (estuarios).

Origen	ID	pH	T	CE	Tur	OD	SDT	SST	NO ₃	NO ₂	PO ₄	P	CF
Río	3	8.0	28	48 600	11	1.5	42 227	20	0.1	0.01	0.25	0.25	3
Río	15	8.0	33	52 570	8	1.6	46 040	20	0.2	0.02	0.25	0.25	93
Río	19	8.0	30	16 330	63	3.3	12 379	49	3.3	0.63	0.25	0.36	93
Río	31	8.0	31	49 770	10	1.8	38 408	20	0.1	0.01	0.25	0.25	3
Dren	5	7.1	26	15 870	18	0.5	15 992	12	0.2	0.06	0.35	0.60	9 300
Dren	8	7.5	26	4 000	41	5.4	3 431	29	0.4	0.10	1.61	4.97	9 300
Dren	10	8.1	30	25 630	64	0.4	18 680	128	3.3	0.21	0.25	0.25	2 400
Dren	12	7.6	29	32 900	15	0.5	32 056	20	0.3	0.06	0.25	0.25	23
Dren	17	7.8	24	12 360	31	4.1	11 156	20	2.7	0.01	0.25	0.25	2 400
Dren	21	8.1	26	46 100	53	3.0	37 016	20	0.5	0.01	0.25	0.25	430
Dren	24	8.1	30	57 380	136	3.9	42 940	144	0.1	0.13	0.25	0.41	3
Dren	26	8.1	22	4 750	46	6.5	6 706.3	42	0.5	1.33	0.25	0.34	2 400
Dren	35	7.5	26	1 436	47	6.4	2 702.9	37	2.9	1.47	0.81	1.28	15 000
Dren	28	7.8	28	34 900	13	1.9	31 932	20	0.5	0.96	0.25	0.37	120
Dren	33	8.4	32	6 750	152	1.9	62 488	52	0.1	0.04	0.25	0.25	3
Dren	38	8.2	31	19 780	62	3.3	16 554	58	0.1	0.02	0.25	0.33	430
Bahía	1	7.7	31	68 200	120	1.5	84 404	20	0.1	0.01	0.25	0.25	3
Bahía	13	7.8	30	40 300	11	1.5	37 936	20	0.1	0.02	0.25	0.25	3
Bahía	22	8.0	28	18 740	138	3.7	13 694	150	2.9	0.02	0.25	0.67	23
Bahía	29	8.1	31	17 100	23	1.6	53 858	21	0.1	0.03	0.25	0.28	540
Bahía	39	8.1	30	31 860	32	4.4	54 198	63	0.1	0.04	0.25	0.25	120
Bahía	40a	8.6	34	42 690	95	3.9	32 206	154	0.1	0.02	0.25	0.52	3
μ		7.9	29	29 455	54	2.8	31 682	51	0.9	0.23	0.34	0.58	1940
%CV		4	10	65	85	63	66	93	143	187	90	172	205

ID: número de identificación del sitio (Tabla 1); μ: media aritmética; %CV: coeficiente de variación; magnitudes: T (°C), CE (μS cm⁻¹), TUR (FNU), OD (mg·l⁻¹), SDT (mg·l⁻¹), SST (mg·l⁻¹), NO₃ (mg·l⁻¹), NO₂ (mg·l⁻¹), PO₄ (mg·l⁻¹), P (mg·l⁻¹), CF (NMP·100 ml⁻¹); ^aCu (0.3 mg·l⁻¹).

La matriz de correlación de los parámetros significativos de la calidad del agua se presenta en la Figura 2. La interacción entre los parámetros fue dependiente del tipo de agua (caudal y estuarios/bahías). Los CF se identificaron como un factor común fuertemente asociado con los otros parámetros (físicoquímicos y nutrientes) en ambos tipos de agua, cuya relación es positiva en el caudal y principalmente negativa en la desembocadura.

a)



b)

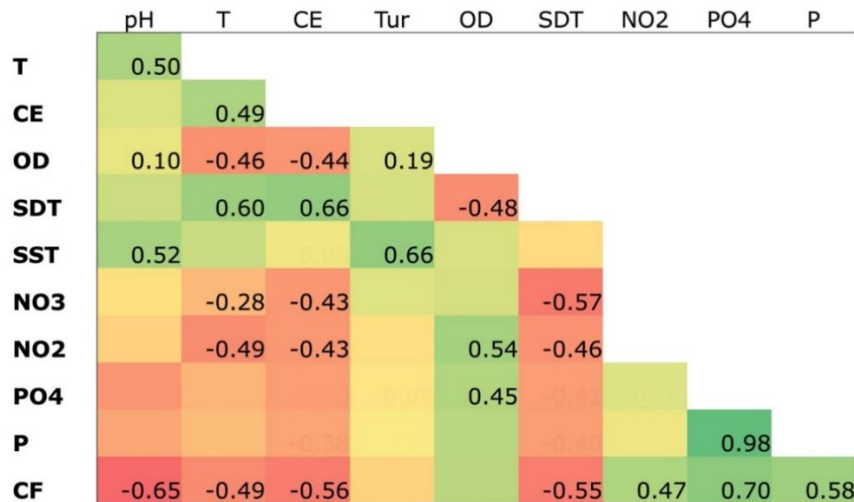


Figura 2. Coeficientes de correlación de los parámetros de calidad del agua de caudal (a) y desembocadura (b) de la red hidrográfica del centro-norte de Sinaloa. La figura muestra los parámetros significativos ($p < 0.05$) y la intensidad de coloración el índice de relación.

Cumplimiento normativo

De los 23 parámetros evaluados, 12 (52.1 %) estaban fuera de las especificaciones según los criterios normativos, siendo los parámetros principales excedidos entre las muestras de agua ($n = 40$): OD ($n = 33$), P ($n = 27$), NO_3 ($n = 22$), CF ($n = 20$), T ($n = 19$), NO_2 ($n = 18$) y SDT ($n = 18$). El análisis multivariado señala los parámetros identificados como factores de riesgo de la calidad del agua del caudal y desembocadura de la red hidrográfica de Sinaloa (Figura 3). Se observó una alta similitud del perfil de perturbación de la calidad del agua entre las muestras de caudal (74 %) y desembocadura (84 %), lo que refleja la similitud del manejo antrópico y las fuentes de contaminación que impactan la calidad del agua de los recursos hídricos de la región. Los nutrientes (P, PO_4 , NO_3 , NO_2) e indicadores fecales se identificaron como los principales factores de riesgo en las muestras de agua, cuya correlación con los parámetros fisicoquímicos está evidenciada en la Figura 2.

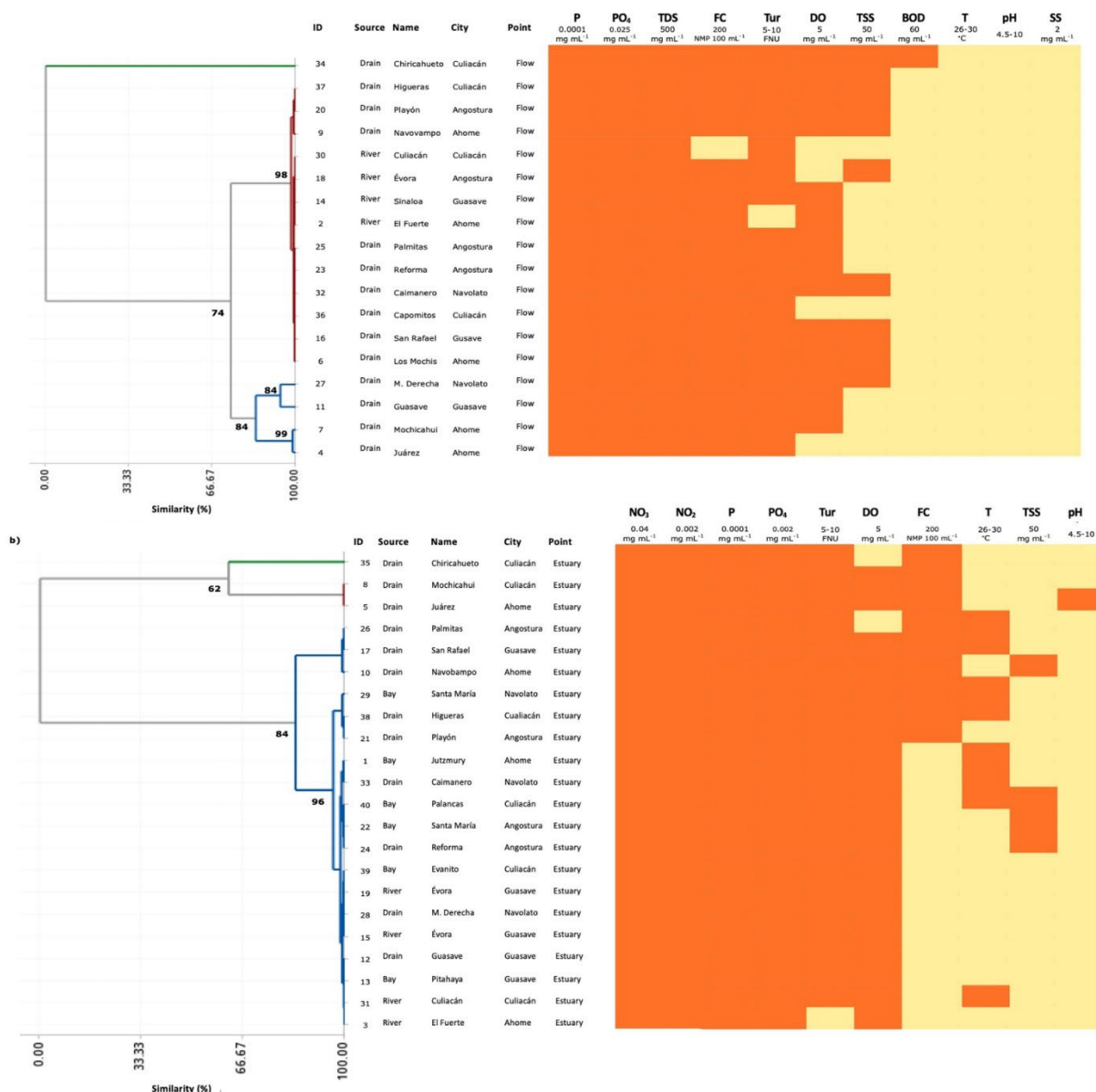


Figura 3. Clúster de perfil de calidad ecológica de las muestras de caudal (a) y desembocadura (b) de la red hidrográfica de Sinaloa según su concordancia con los entandares nacionales (CE-CCA-001/89; NOM-

001-SEMARNAT-2021) e internaciones (EPA, 1986). El nivel de cumplimiento normativo se indica con coloración naranja (no cumple) y amarillo (sí cumple). Los límites están especificados para cada parámetro.

Uso pertinente e ICA

La idoneidad e ICA de los recursos hídricos se explica en la Figura 4. El ICA permitió clasificar con “calidad buena” el caudal del 100 % ($n = 4$) y 64 % ($n = 14$) de los ríos y drenes, respectivamente. La categorización de pertinencia de uso del agua señaló que la mayoría (> 60 %) de los caudales de los ríos y drenes permiten la vida acuática (pertinencia del 56 al 78 %) y las actividades agrícolas (pertinencia del 67 al 87 %). No obstante, las actividades recreativas deben evitarse en el caudal de los drenes y ríos. Esta clasificación no siempre coincidió con el ICA determinado. En cuanto a los estuarios/bahías, las actividades recreativas y acuícolas pueden realizarse en los sitios evaluados con una pertinencia del 60 al 100 %; pero las condiciones de la calidad no permiten la vida acuática en ningún sitio evaluado.

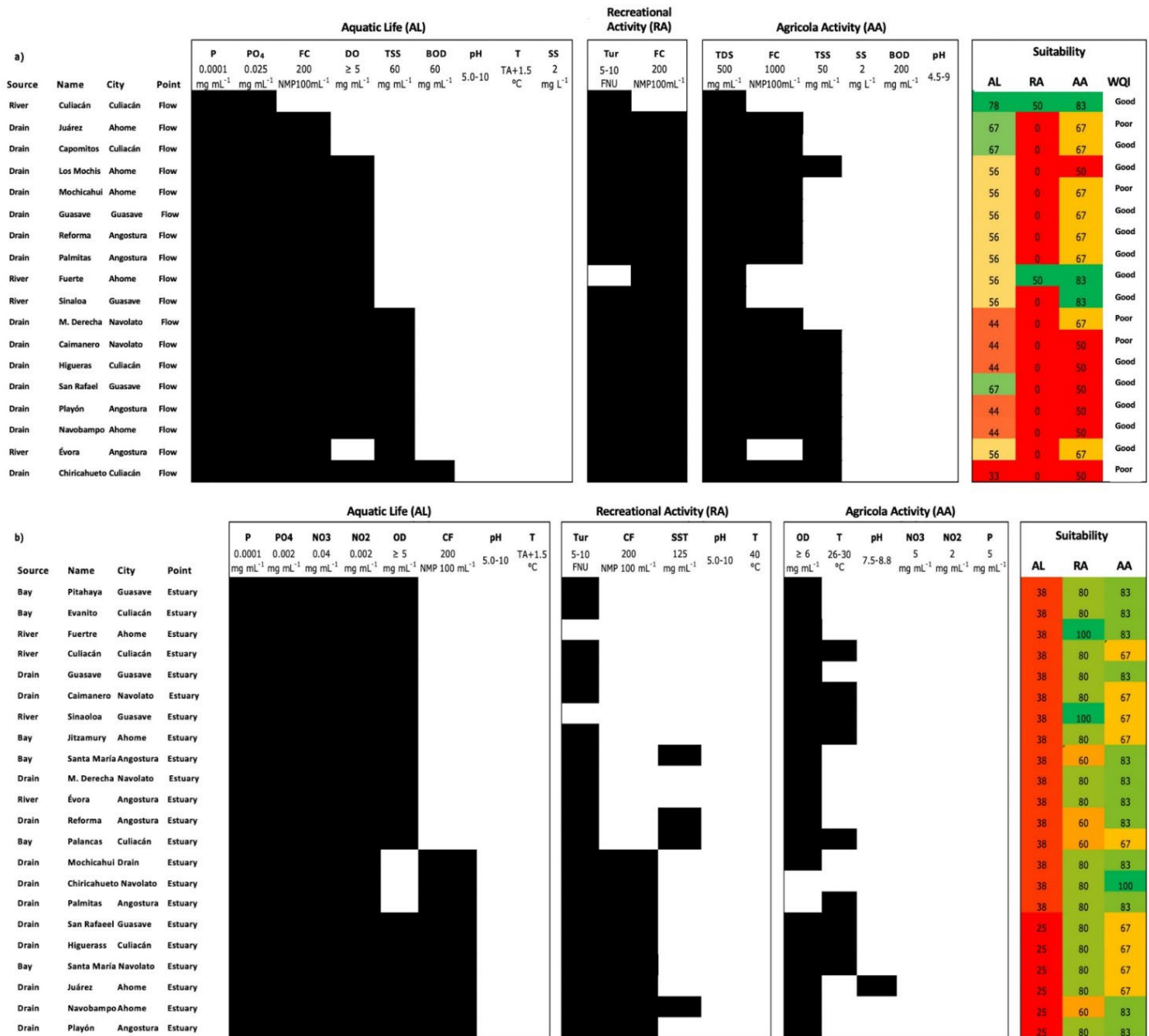


Figura 4. Índice de calidad y pertinencia de uso de la red hidrográfica de Sinaloa. Se describe el cumplimiento de los parámetros de calidad en

las muestras de agua del caudal (a) y desembocadura/bahías (b). El color negro y blanco indica el cumplimiento y no cumplimiento de los parámetros respecto a la normatividad, respectivamente. El grado de pertinencia se identifica con una escala de colores verde a roja.

Discusión

El beneficio de estudiar el flujo y comportamiento de los diversos parámetros (microbiológicos, fisicoquímicos, nutrimentales y metales) que dictan la calidad de los cuerpos de agua fue motivado por la evidente alteración de los ecosistemas acuáticos, y por el potencial impacto en la salud y el ambiente. Los resultados de este estudio ofrecen una referencia de la estabilidad ecológica y seguridad de los recursos hídricos como fuentes de agua de la región centro-norte de Sinaloa.

Respecto a la determinación de los nutrientes en las muestras de agua, se observó el siguiente orden de concentraciones: NO_3 (0.05-6.52 mg/l) > P (0.25-4.97 mg/l) > PO_4 (0.25-2.52 mg/l) > NO_2 (0.01-1.48 mg/l) (Tabla 2, Tabla 3 y Tabla 4). Las concentraciones de P ($p < 0.025$) y NO_3 ($p < 0.021$) mostraron asociación estadística con el tipo de recurso hídrico ($p > 0.05$), lo cual indica que las fuentes de estos nutrimentos

impactan en diferente grado los ríos, drenes y sus desembocaduras. La eutrofización es la respuesta biológica de los cuerpos de agua frente al vertimiento de compuestos ricos en fósforo y nitrógeno, que conlleva a la contaminación y desequilibrio del ecosistema acuático (Brandini *et al.*, 2016; Ngatia, Grace III, Moriasi, & Taylor, 2019). El incremento de materia orgánica y algas, así como el establecimiento de condiciones hipóxicas y anóxicas, son algunos de los efectos adversos de la eutrofización de los cuerpos de agua (Ciobotaru, Marcu, Cimpoeu, Savin, & Ivanov, 2017). Los procesos naturales, las actividades agrícolas, los residuos industriales y el agua residual son fuentes relevantes de compuestos nitrogenados, fosforados y otros, que promueven el incremento de sus concentraciones cuando son vertidos de forma indiscriminada en el agua (Lawniczak *et al.*, 2016; Ciobotaru *et al.*, 2017; Gupta, Pandey, & Hussain, 2017). Según el contenido de P propuestos por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), las muestras de agua evaluadas indican que la red hidrográfica presenta un nivel de eutrofización ($> 35 \mu\text{g}\cdot\text{l}^{-1}$) o hipereutrofización ($> 100 \mu\text{g}\cdot\text{l}^{-1}$) (Moreno, Quinero, & López, 2010), como resultado presumible de las prácticas antrópicas (actividades agrícolas, pecuarias y acuícolas, asentamientos humanos sin regulación, manejo inadecuado de desechos y residuos humanos e industriales) que se están realizando en la región de Sinaloa, y la falta de medidas de mitigación.

Los metales pesados no se identificaron en la mayoría (92.5 %) de las muestras de agua superficial. Solo en tres muestras de agua

correspondientes a drenes ($n = 2$) y estuarios ($n = 1$) se detectaron concentraciones bajas de As ($0.005\text{--}0.021 \text{ mg}\cdot\text{l}^{-1}$) y Cu ($0.300 \text{ mg}\cdot\text{l}^{-1}$) (Tabla 3 y Tabla 4). Dado que el muestreo fue de agua superficial, no se debe subestimar la ausencia de los metales pesados en sedimentos de los ríos, drenes y costa de Sinaloa. Anteriormente, Frías-Espéricueta *et al.* (2014) expusieron el riesgo latente para la salud humana y ambiental debido a la cuantificación de metales pesados (Zn, Cd, Cu y Pb) en ríos ubicados en Sinaloa. Además, hay evidencia que sustenta que los metales pesados se almacenan en los sedimentos (Lefevre *et al.*, 2014; Nazeer *et al.*, 2104) y bioacumulan en la fauna nativa (Copaja *et al.*, 2016). El monitoreo continuo de los metales pesados en el ecosistema acuático debe llevarse a cabo como una medida de control.

El perfil fisicoquímico y microbiológico para las muestras de agua de río, drenaje y desembocadura se puede ver en la Tabla 2, Tabla 3 y Tabla 4. La naturaleza de los recursos hídricos se diferenció en términos de CF ($p < 0.004$), pH ($p < 0.009$), CE ($p < 0.000$), y SDT ($p < 0.000$); se observó que las muestras del caudal de los ríos y drenes presentaban los valores máximos (Tabla 2, Tabla 3), lo que puede influir en su dispersión hacia la costa (Tabla 4). El límite de CF (NMP/100 ml) en las muestras de agua fue de 23 a 930 para los ríos; de 2 400 a 930 para los drenes, y de 3 a 15 para la costa (desembocadura y bahías). La variación y perturbación de los parámetros en estas muestras reflejan la intensificación de las actividades antrópicas que se desarrollan próximas a los drenes y ríos, y que pueden comprometer su naturaleza y seguridad,

y en consecuencia impactar la costa a través del flujo. Anteriormente en Sinaloa se describió el vertido incontrolado de aguas residuales y el arrastre de residuos urbanos, agrícolas e industriales como fuente de contaminantes, que promovieron el aumento de CF, pH, CE, P, SDT y NO_3 en los ecosistemas acuáticos (Escobedo, Hernández, Herrera, Ulloa, & Chiquete, 1999; Muñoz, Menanteau, & Escobedo, 2011).

La correlación de Pearson se ha empleado como índice para medir el grado de relación y la dinámica que establecen los parámetros cuantitativos de la calidad del agua. En este estudio observamos que las muestras del caudal de los ríos y drenes mostraron un grado de correlación positiva entre los parámetros fisicoquímicos (Tur, TSS, SS, DBO, DQO), nutrientes (PO_4 y P) y CF, excepto el pH (Figura 2). Por el contrario, interacciones positivas y negativas de los parámetros se observan en las bahías/estuarios. El comportamiento observado puede atribuirse al tipo de naturaleza del agua. Las correlaciones observadas también han sido reportadas previamente en la literatura para agua de río (Edokpayi, Odiyo, Popoola, & Msagati, 2018).

La normativa nacional advierte sobre la pertinencia del uso de los recursos hídricos pertenecientes a la zona centro-norte de Sinaloa (Figura 3 y Figura 4). El análisis multivariado revela que el perfil de calidad del agua se definió por el punto de muestreo (caudal y desembocadura) y el tipo de recurso hídrico (Figura 3). Esto significa que los ríos, drenes y costa comparten un perfil de calidad propio, y denotan similitud con los factores de riesgo. En este estudio es evidente que los caudales de los

recursos hídricos están expuestos a la contaminación de diversas fuentes, tales como la intensificación de las actividades antrópicas y la descarga constante de aguas residuales, lo que aumenta los valores de los parámetros analizados de calidad del agua. Los caudales de los drenes representaron los cuerpos de agua cuya calidad se cuestiona por el mayor número de parámetros que participan como factores de riesgo (Figura 3). No obstante, se sugiere un efecto de captura de contaminantes atribuibles a la vegetación de estos ecosistemas (Escobedo *et al.*, 1999; Muñoz *et al.*, 2011). La emergencia de parámetros fuera de especificación en ciertas muestras de la desembocadura de drenes y ríos es alarmante (Figura 3), y podría ser una consecuencia de la recepción continua de contaminantes a lo largo del flujo (Yang, Xu, Milliman, Yang, & Wu, 2015).

La calidad ecológica de las muestras de la desembocadura y bahías de la red hidrográfica de Sinaloa está determinada por fuentes que incrementan la concentración de nutrientes (Figura 3). La atención debe prestarse a los altos valores en estas fuentes de agua, ya que el fenómeno de la eutrofización podría estar desarrollando (Lawniczak *et al.*, 2016), y eso explique que el OD esté fuera de especificación (Figura 2). Se tiene documentado que la presión osmótica ejercida por la salinidad del agua de mar suprime la presencia de CF (Rodríguez *et al.*, 2016), lo cual podría estar observando en este estudio. No obstante, aquí se describió que los compuestos nitrogenados (NO_3 y NO_2) tienen una relación positiva con la concentración de CF (Figura 2). Hoy en día, la colocación de humedales en cuerpos de agua participa como un mecanismo para la eliminación de

contaminantes fisicoquímicos (Maine *et al.*, 2016; Cervantes, Londoño, Gutiérrez, & Peñuela, 2017) y microbiológicos (Hathaway, Hunt, Graves, Bass, & Caldwell, 2011) que mantiene el balance ecológico.

La pertinencia de uso de los recursos hídricos de Sinaloa como fuente de agua ha sido una característica controversial. Nuestro estudio revela la pertinencia para el desarrollo de vida acuática, y que el agua para abastecer las actividades económicas y recreativas debe ser tomada con precaución (Figura 4). Se ha informado que los recursos hídricos en Sinaloa están continuamente expuestos a la explotación y contaminación (Conagua, 2016). También las condiciones microbiológicas de los ríos Humaya, Tamazula y Culiacán han sido cuestionadas por la detección de *Salmonella* spp. (Jiménez & Chaidez, 2012). En contraste, Rodríguez *et al.* (2016) y Ruiz-Luna *et al.* (2017) han reportado condiciones fisicoquímicas y microbiológicas aceptables del agua de río El Fuerte, río Sinaloa y río Culiacán para uso antrópico. En cualquier caso, la asignación de un uso normativo del agua es un hecho que debe interpretarse con precaución. La normatividad nacional NOM-001-SEMARNAT-2021 y CE-CCA-001/89 son criterios regulatorios mexicanos que determinan el perfil de calidad ecológica que permite inferir la seguridad y el uso adecuado del agua para actividades antrópicas y de relevancia para el desarrollo de la vida acuática.

Los resultados del ICA mostraron que la mayoría de los caudales de ríos y drenes (72 %) presenta una buena calidad, y está en consonancia con su pertinencia para la vida acuática y actividad agrícola. Cabe señalar

que aquellos drenes catalogados con ICA de "calidad mala" están situados en los municipios de Ahome ($n = 2$), Navolato ($n = 2$) y Culiacán ($n = 1$); tales resultados podrían estar relacionados con la recepción de residuos procedentes de la actividad industrial y humana próxima, y por tener la tasa demográfica más alta. La bondad de la ecuación del ICA propuesta por Rubio *et al.* (2016) se debe a los criterios de selección, ponderación y cumplimiento de los parámetros incluidos de acuerdo con la legislación mexicana y a que considera el nivel de contaminación aparente del recurso hídrico durante el muestreo. El ICA calculado dio una primera aproximación del nivel de contaminación y uso potencial del agua.

Conclusiones

Estos hallazgos proponen que la red hidrográfica del centro-norte de Sinaloa tiene un manejo antrópico similar, dado que cada tipo de recurso hídrico comparte similitud con la calidad y los factores que denotan el desequilibrio de estos ecosistemas. El análisis de correlación y multivariado son herramientas que permiten identificar los parámetros de calidad que funcionan como indicadores para explicar el comportamiento y la naturaleza del agua, con la finalidad de mejorar la calidad. La

importancia de vigilar la calidad y seguridad de la red hidrográfica de la región se debe a que representa la fuente de agua para abastecimiento de las actividades del sector económico y recreacional. Por ello, se alerta a las instancias pertinentes a realizar un monitoreo periódico de los recursos hídricos e implementar medidas de mitigación que permitan un manejo controlado y vigilado de estos cuerpos de agua.

Agradecimientos

Los autores desean expresar su agradecimiento al Programa de Fomento y Apoyo a Proyectos de Investigación PROFAPI2015/063 de la Universidad Autónoma de Sinaloa, y al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (Conacyt), en el marco del Fondo Sectorial Conagua-Conacyt, que financiaron esta investigación. Además, se agradece al Conacyt por la beca para estudios de posgrado otorgada a Kenia Sarai Arce-Navarro.

Referencias

- Brandini, N., De-Castro, A. P., Matanó, I., Cotovicz, I. C., Adriaan, B., & Machado, W. (2016). Nutrient behavior in a highly-eutrophicated tropical estuarine system. *Acta Limnológica Brasileña*, 28, e-21. DOI: 10.1590/S2179-975X3416
- Cervantes, S. P., Londoño, Y. A., Gutiérrez, F. R., & Peñuela, G. A. (2017). Evaluación de humedales artificiales de flujo subsuperficial en la remoción de diferentes concentraciones de ibuprofeno empleando

- Cyperus papyrus*. *Tecnología y ciencias del agua*, 8(5), 105-116.
DOI: 10.24850/j-tyca-2017-05-07
- Ciobotaru, I. E., Marcu, E., Cimpoeu, C., Savin, I., & Ivanov, A. A. (2017). Nutrient speciation in sediment and water quality assessment of the Circului lake, Bucharest. *Aes Bioflux*, 9(1), 6-16. Recuperado de <http://www.aes.bioflux.com.ro/docs/2017.6-16.pdf>
- Copaja, S. V., Muñoz, G. S., Nuñez, V. R., Pérez, C., Vila, I., & Véliz, D. (2016). Effects of a dam reservoir on the distribution of heavy metals in two Chilean native freshwater fish species. *Bulletin of Environmental Contamination and Toxicology*, 97(1), 24-30. DOI: 10.1007/s00128-016-1838-z
- Conagua, Comisión Nacional del Agua. (2016). *Estadísticas del agua en México* (16a ed.). Ciudad de México, México: Comisión Nacional del Agua.
- DEQ, Department of Environmental Quality. (2016). *Air, land and water*. Oregon, USA: Department of Environmental Quality. Recuperado de <http://www.oregon.gov/deq/pages/index.aspx>.
- Edokpayi, J. N., Odiyo, J. O., Popoola, E. O., & Msagati, T. A. M. (2018). Evaluation of microbiological and physicochemical parameters of alternative source of drinking water: A case study of Nzhelele River, South Africa. *The Open Microbiology Journal*, 12, 18-27. DOI: 10.2174/1874285801812010018
- EPA, Environmental Protection Agency (1986). *Quality criteria for water*. Washington, DC, USA: Environmental Protection Agency.

- Escobedo, U. D., Hernández, M. T., Herrera, N., Ulloa, A. E., & Chiquete, Y. (1999). Calidad bacteriológica del sistema lagunar de san Ignacio-Navachiste, Sinaloa. *Ciencia y Mar*, 3(9), 17-27. Recuperado de http://cienciaymar.mx/Revista/index.php/cienciaymar/issue/view/58/ART9_2
- Frías-Espericueta, M. G., Mejía-Cruz, I., Osuna, I., Muy-Rangel, M. D., Rubio-Carrasco, W., Aguilar-Juárez, M., & Voltolina, D. (2014). Metal discharges by Sinaloa rivers to the coastal zone of NW Mexico. *Bulletin of Environmental Contamination and Toxicology*, 92(2), 132-136. DOI: 10.1007/s00128-013-1158-5
- Gupta, N., Pandey, P., & Hussain, K. (2017). Effect of physicochemical and biological parameters on the quality of river water of Narmada, Madhya Pradesh, India. *Water Science*, 31(1), 11-23. DOI: 10.1016/j.wsj.2017.03.002
- Haenn, N., Harnish, A., & Wilk, R. (2016). *The environmental in anthropology: A reader in ecology, culture, and sustainable living* (2nd ed.). New York, USA: New York University Press.
- Hathaway, J. M., Hunt, W. F., Graves, A. K., Bass, K. L., & Caldwell, A. (2011). Exploring fecal indicator bacteria in a constructed stormwater wetland. *Water Science and Technology*, 63(11), 2707-2712. DOI: 10.2166/wst.2011.539

- INEGI, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. (2016). *Anuario estadístico y geográfico de Sinaloa 2016*. Aguascalientes, México: Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática.
- Jiménez, M., & Chaidez, C. (2012). Improving Salmonella determination in Sinaloa rivers with ultrafiltration and most probable number methods. *Environmental Monitoring and Assessment*, 184(7), 4271-4277. DOI: 10.1007/s10661-011-2262-9
- Katyal, D. B. N. (2011). Water quality indices used for surface water vulnerability assessment. *International Journal Environmental Science*, 2, 154-173. Recuperado de <https://ssrn.com/abstract=2160726>
- Kennish, M. J. (2002). Environmental threats and environmental future of estuaries. *Environmental Conservation*, 29(1), 78-107. DOI: 10.1017/S0376892902000061
- Lawniczak, A. E., Zbierska, J., Nowak, B., Achtenberg, K., Grześkowiak, A., & Kanas, K. (2016). Impact of agriculture and land use on nitrate contamination in groundwater and running waters in central-west Poland. *Environmental Monitoring and Assessment*, 188(1), 172. DOI: 10.1007/s10661-016-5167-9
- Lefevre, G. H., Paus, K. H., Natarajan, P., Gulliver, J. S., Novak, P. J., & Hozalski, R. M. (2014). Review of dissolved pollutants in urban storm water and their removal and rate in bioretention cells. *Journal of Environmental Engineering*, 141, 1-23. DOI: 10.1061/(ASCE)EE.1943-7870.0000876

- Maine, M. A., Sánchez, G. C., Hadad, H. R., Caffaratti, S. E., Pedro, M. C., Di-Luca, G. A., & Mufarrege, M. M. (2016). Humedales construidos para tratamiento de efluentes de industrias metalúrgicas en santa fe, argentina. *Tecnología y ciencias del agua*, 7(1), 5-16. Recuperado de <http://revistatyca.org.mx/index.php/tyca/article/view/1146>
- Moreno, D. P., Quinero, J., & López, A. (2010). Métodos para identificar, diagnosticar y evaluar el grado de eutrofia. *Contacto*, 78, 25-33. Recuperado de <http://www2.izt.uam.mx/newpage/contactos/anterior/n78ne/eutrofia2.pdf>
- Muñoz, P., Menanteau, I., & Escobedo, D. (2011). Changes in land use and their impact on the coastal zone in Northern Sinaloa (Gulf of California, México). *Wit Press*, 149, 77-86. DOI: 10.2495/CP110071
- Nazeer, S., Hashmi, M. Z., & Malik, R. N. (2014). Heavy metals distribution, risk assessment and water quality characterization by water quality index of the river Soan, Pakistan. *Ecological Indicators*, 43, 262-270. DOI: 10.1016/j.ecolind.2014.03.010
- Ngatia, L., Grace III, J. M., Moriasi, D., & Taylor, R. (2019). Nitrogen and phosphorus eutrophication in marine ecosystems. In: Bachari-Fouzia, H. (eds.). *Monitoring of marine pollution*. DOI: 10.5772/intechopen.81869

- OMS, Organización Mundial de la Salud. (2022). *Agua*. Recuperado de <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/drinking-water>
- Ribeiro, D. N., Aparecido, A., Lajarim, R., & Sergio, P. (2014). Electrical conductivity and emerging contaminant as markers of surface freshwater contamination by wastewater. *Science of the Total Environment*, 484, 19-26. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2014.02.135
- Rodríguez, H. B., González, I. C., Trigueros, J. A., Ávila, J. A., & Arciniega, M. A. (2016). Calidad del agua: caracterización espacial en época de sequía en el río Fuerte, Sinaloa, México. *Ciencia desde el Occidente*, 3(1), 35-47. Recuperado de <https://biblat.unam.mx/hevila/CienciadesdeelOccidente/2015-2016/vol3/no1/3.pdf>
- Rubio, H. O., Rey, N. I., Quintana, R. M., Ochoa, J. M., Saucedo, R. A., & Ortiz, R. C. (2016). Recreational water quality index (RWQI) for Colina lake in Chihuahua, Mexico. *Acta Universitaria*, 26(3), 14-22. DOI: 10.15174/au.2016.901
- Ruiz-Luna, A., Hernández-Guzmán, R., García-de León, F. J., & Ramírez-Huerta, A. L. (2017). Potential distribution of endangered Mexican golden trout (*Oncorhynchus chrysogaster*) in the rio Sinaloa and rio Culiacan basins (Sierra Madre Occidental) based on landscape characterization and species distribution models. *Environmental Biology of Fishes*, 100, 981-993. DOI: 10.1007/s10641-017-0624-z

- Sarkar, C., & Abbasi, S. A. (2006). Qualidex: A new software for generating water quality index. *Environmental Monitoring and Assessment*, 119(1-3), 201-231. DOI: 10.1007/s10661-005-9023-6
- Subasinghe, R., Soto, D., & Jia, J. (2009). Global aquaculture and its role in sustainable development. *Reviews in Aquaculture*, 1(1), 2-9. DOI: 10.1111/j.1753-5131.2008.01002.x
- Tietenberg, H., & Lewis, L. (2018). *Environmental and natural resource economics* (11th ed). New York, USA: Routledge.
- Yang, S. L., Xu, K. H, Milliman, J. D., Yang, H. F., & Wu, C. S. (2015). Decline of Yangtze River water and sediment discharge: Impact from natural and anthropogenic changes. *Scientific Reports*, 5, 12581. DOI: 10.1038/srep12581

DOI: 10.24850/j-tyca-14-02-10

Articles

Analysis on the evolution of precipitation and Runoff characteristics in the east Pi River Basin, China

Análisis de la evolución de las características de la escorrentía y de las precipitaciones en la cuenca este del río Pi, China

Hanjiang Nie¹, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1712-1450>

Zhenqian Shen²

Tianling Qin³

Xinfeng Gong⁴

Yinghou Huang⁵

¹State Key Laboratory of Simulation and Regulation of Water Cycle in River Basin, China Institute of Water Resources and Hydropower Research, Beijing, China / Key Laboratory for Geographical Process Analysis & Simulation of Hubei Province, School of Urban and Environmental Sciences, Central China Normal University, Wuhan, China, nhj199008@163.com



²Guangzhou Water Science Research Institute, Guangzhou, China, shenzqbin@163.com

³State Key Laboratory of Simulation and Regulation of Water Cycle in River Basin, China Institute of Water Resources and Hydropower Research, Beijing, China, qintl@iwhr.com

⁴College of Water Conservancy Engineering, Zhengzhou University, Zhengzhou, China, gxf199502@163.com

⁵College of Hydrology and Water Resources, Hohai University, Nanjing, Jiangsu, China, huangyinghou123@163.com

Corresponding author: Tianling Qin, qintl@iwhr.com

Abstract

The natural hydrologic cycle is greatly influenced by climate change. In particular, substantial spatiotemporal variations in precipitation can occur in some mountainous areas, and thus it is very important to identify hydrological processes in watershed with high resolution. To analyze the problem above, the Mann-Kendall test, the moving T-test, Sen's slope estimator and Spearman rank correlation test combined with the spatial interpolation function of ArcGIS, are used to analyze and discuss the evolution of the spatiotemporal distribution characteristics of precipitation and Runoff in a typical small watershed of mountainous areas. The result is precipitation showed a downward trend from south to north and from



high-altitude to low-altitude regions. And the difference mainly occurred in the western part of the basin. And the conclusions show the following: 1) An abrupt change in both precipitation and Runoff sequences occurred in 1991; 2) the extreme value of the precipitation trend shifted from the central region to the western region; 3) for the ratio of Runoff in the flood season to annual Runoff, the sequence showed a significant upward trend (95 % confidence level), indicating that the uneven distribution of Runoff has significantly increased since the 1960s.

Keywords: Trend and significance, abrupt change, spatiotemporal analysis, high resolution.

Resumen

El ciclo hidrológico natural se ve muy afectado por el cambio climático. En particular, en algunas zonas montañosas, las precipitaciones pueden variar significativamente en el tiempo y el espacio, por lo que es muy importante identificar los procesos hidrológicos de las cuencas hidrográficas con alta resolución. Para analizar estos problemas, la prueba Mann-Kendall, la prueba T móvil, el estimador de pendiente Sen y la prueba de correlación de rango Spearman se combinan con la función de interpolación espacial ArcGIS. Se analiza y discute la evolución de las características de distribución espacial y temporal de las precipitaciones y la escurrimiento en las cuencas montañosas típicas. Los resultados muestran que las precipitaciones disminuyen de sur a norte, de alta

altitud a baja altitud. Esta diferencia se produce principalmente en el oeste de la cuenca. Las conclusiones son las siguientes: 1) la serie de precipitaciones y escorrentías cambió repentinamente en 1991; 2) el valor extremo de la tendencia de las precipitaciones se mueve del centro al oeste; 3) para la relación entre la escorrentía de la temporada de inundaciones y la escorrentía anual, la serie muestra una tendencia ascendente significativa (nivel de confianza del 95 %), lo que indica que la distribución desigual de la escorrentía ha aumentado de forma notable desde la década de 1960.

Palabras clave: tendencia y significado, cambio abrupto, análisis espacio-temporal, alta resolución.

Received: 20/07/2020

Accepted: 21/10/2021

Introduction

Under the background of global warming and human activities, significant changes have occurred in the precipitation characteristics of global and



local regions. Precipitation is the main controlling factor of the spatiotemporal variability of water resources, and significant changes in the spatiotemporal distribution characteristics of precipitation in local areas will bring about transformations in regional Runoff (Zhang & Zhang, 2000; Xia & Ge, 2002; Liu, 2004). Therefore, analysis of the evolution of spatial and temporal characteristics in regional precipitation and Runoff has become one of the primary research directions in regional water cycle and water resources studies under the background of climate change (Trenberth, Dai, Rasmussen, & Parsons, 2010; IPCC, 2013; Yao, Wu, & Guan, 2013; Ren *et al.*, 2015).

In recent decades, especially in the past 20 years, many studies have been performed on the trends of precipitation and Runoff and on the relationship between precipitation and Runoff, such as the spatiotemporal characteristics of extreme precipitation events (Xia, She, Zhang, & Du, 2012; Du, Xia, & Zeng, 2014), the spatiotemporal patterns of the dry and wet conditions (He, Ye, & Yang, 2015), the correlation between rainfall and Runoff (Huang, Huang, Chang, Leng, & Yutong, 2016; Xie *et al.*, 2018), and the impact of climate change and human activities on Runoff (Ma *et al.*, 2014; Wu *et al.*, 2017; Zhai & Tao, 2017). Zhang, Zheng, Wang, and Yao (2015a) indicated that abrupt changes in precipitation in East China were recorded mainly in the mid and late 1970s, from the late 1980s to the early 1990s and in the early 21st century. The Huai River Basin is a transitional zone between the northern and southern climate

zones in China that is sensitive to climate change and a frequent area of extreme precipitation events. According to statistical analysis, 131 floods and 97 droughts occurred over 530 years (Zhang *et al.*, 2015b) and caused substantial losses for the local society, such as economic and property losses and human casualties. Precipitation is closely related to Runoff in the Huai River Basin; namely, variable precipitation is still the main factor affecting water resource changes in the future (Zhang *et al.*, 2016).

Notably, the temporal and spatial distribution of precipitation has considerable variability, and detecting patterns of spatiotemporal changes is easier on large scales than small scales (Shi, Ma, Chen, Qu, & Zhang, 2013). However, observations of sufficient spatial and temporal resolution are crucial to the detection of patterns in hydrological series, especially in the Huai River Basin, which is characterized by a large spatiotemporal variability in precipitation (He *et al.*, 2015). In addition, the majority of previous studies on spatiotemporal patterns of precipitation in the Huai River Basin were based on sparsely distributed climate observations (Shi *et al.*, 2013). Therefore, precipitation that occurs on a suitable regional scale ($< 50\,000\text{ km}^2$) is of considerable importance for flood mitigation, water supply and water resource management (Zhang *et al.*, 2016).

In this study, the East Pi River Basin was selected as the study area. The research steps of this study are as follows: 1) break point analysis: The Mann-Kendall (M-K) test and the moving T-test were used to

determine the breaking point of annual precipitation and annual Runoff series; 2) trend and significance analysis: Sen's slope estimator was used to analyze the trend magnitude of rainfall and Runoff before and after the breaking point, and the M-K trend analysis was used to test the significance level of trend; 3) correlation analysis: Spearman rank correlation test was used to determine the relationship between precipitation and elevation as well as between precipitation and Runoff. The purpose of this study is to identify the temporal and spatial variation trend characteristics of rainfall and Runoff in flood season and annual scale, which can provide technical support for watershed managers to formulate more detailed and scientific flood control and water use strategies.

Materials and methods

Study area

The East Pi River Basin, the catchment above the Foziling Reservoir, is situated between $115^{\circ} 50' E \sim 116^{\circ} 30' E$ and $30^{\circ} 55' N \sim 31^{\circ} 23' N$, covering a total area of $1\,811\text{ km}^2$ (Figure 1). Topographically, the basin is fluctuant and vertical, and the elevation decreases from the central and southern mountains to the surrounding areas. The elevation of the whole basin decreases from south to north with an elevation difference of greater than $1\,600\text{ m}$. The soil types are mainly rhogosol and brunisolic soil and dark-yellow-brown soil. The Foziling Provincial Nature Reserve in the basin provides good vegetation protection, with a vegetation coverage rate of 77.3% and is dominated by coniferous forests and shrubs. Situated in a subtropical humid monsoon climate zone, the annual average temperature of the basin is 15.1°C with $2\,084\text{ h}$ annual average sunshine hours. The annual precipitation of the basin is nearly $1\,496.8\text{ mm}$, and the flood season (from June to September) includes approximately 54% of the annual precipitation. Historically, the Pi River

Basin has suffered frequent floods. Since 1954, 236 major floods have occurred and threaten sustainable socioeconomic development in the basin. Therefore, studying precipitation and Runoff under the context of a changing climate is important.

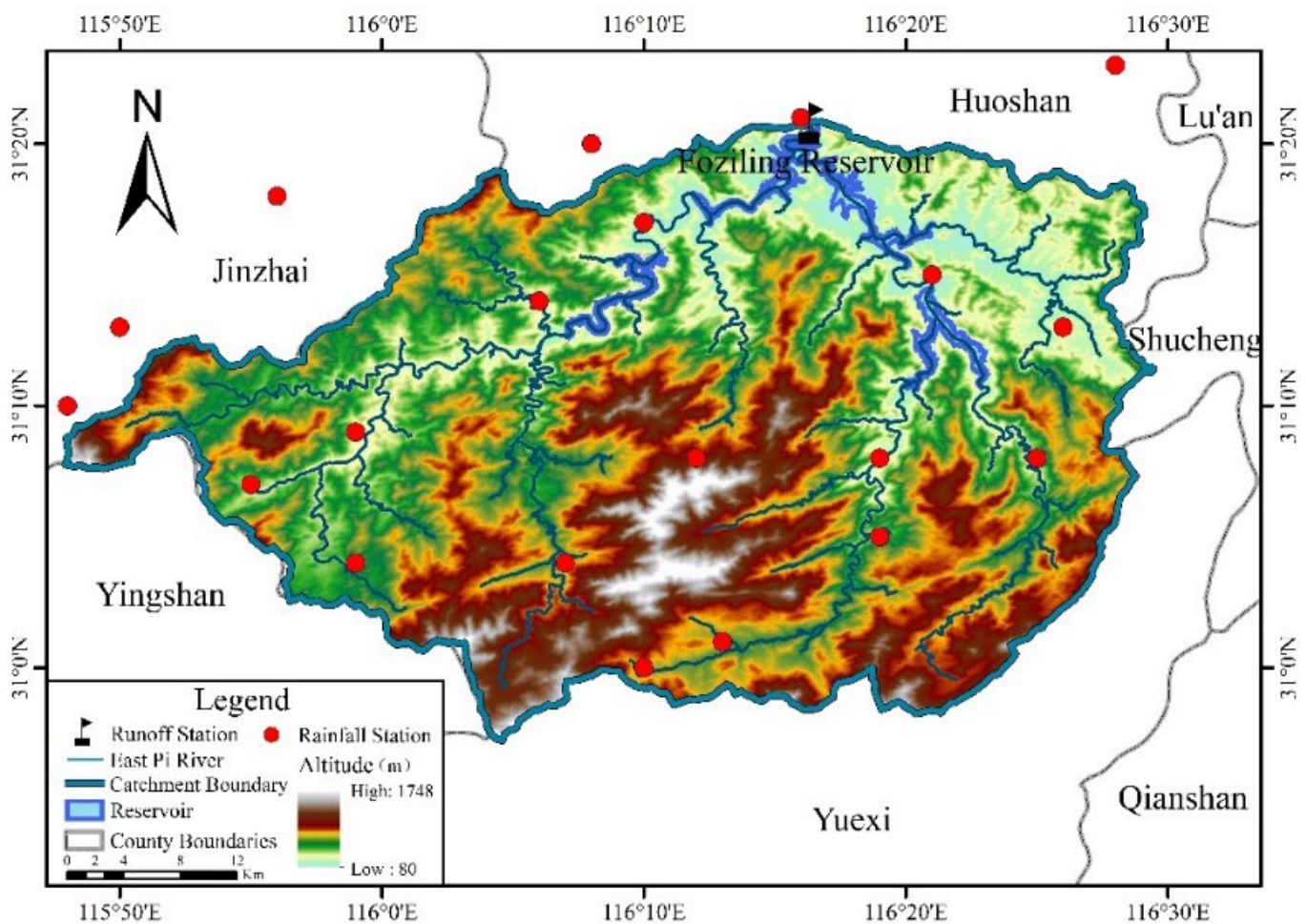


Figure 1. The East Pi River Basin.

Study data

The hydrological data of the East Pi River Basin are from the Huaihe River Conservancy Commission and include daily precipitation data from 20 rainfall stations and daily Runoff data from the Foziling Reservoir Station. The chronological series is from 1960 to 2015. Additionally, the double-mass curve method (Xie *et al.*, 2018) was adopted to validate the consistency of these data, and the results indicated that the data used in the paper are consistent and reliable.

Methodologies

Abrupt change analysis



The M-K test is a widely used non-parametric order test method that does not require samples to follow a certain distribution, is not subject to interference from a few outliers, and has been widely used in hydrological sequence analysis (Song *et al.*, 2015a; Song, Zhang, Liu, & Yang, 2015; Wu, Huang, Yu, Chen, & Ma, 2015). In addition, the moving t-test is used in this article to test the abrupt change points in the precipitation and Runoff sequences. The specific methods of the M-K test and the moving t-test can be found in the literature (Wei, 2007).

Trend analysis and significance test

Generally, a strong or weak trend occurs in hydrological sequences (Wu *et al.*, 2015; Tian *et al.*, 2017). Sen's slope estimator (Sen, 1968) is a suitable method for sequence trend prediction. This method can effectively avoid the interference of an individual abnormality on sequence trends and is widely used in hydrological analysis (Wu *et al.*, 2015; Nie *et al.*, 2019). In addition, the M-K trend analysis method is a nonparametric method for trend detection and is used to assess the significance of trends in hydrological sequences. The detailed steps of this method are described in a previous article (Song *et al.*, 2015). The strength of statistically

significant trends is determined as follows (p is the tested significance level, and Z is the test statistic):

Very strong trends: $p \leq 0.025$ ($|Z| \geq 1.96$). Strong trends: $0.025 < p \leq 0.05$ ($1.96 > |Z| \geq 1.645$). Weak trends: $0.05 < p \leq 0.1$ ($1.645 > |Z| \geq 1.28$). Insignificant trends: $p > 0.1$ ($1.28 > |Z|$).

Correlation analysis

In this paper, the correlation of sequences is tested by the Spearman rank correlation test. This method is a nonparametric test method that does not require the distribution of original variables and is widely applicable to reflect the close relationship between two groups of variables (Zhang, Zhang, & Ru, 2005).

The calculation formula of the Spearman correlation coefficient is given as follows:

$$\rho_s = 1 - \frac{6\sum d_i^2}{n(n^2-1)} \quad (1)$$

where d_i is the difference in the rank, n is the number of data points, ρ_s and is the Spearman correlation coefficient. The calculation process is as follows: first, the two sets of data (X, Y) to be analyzed are sorted from large to small and the value of the position of the sorted data, (X', Y'), is recorded as the rank.

In general, the value of ρ_s is between -1 and 1. When ρ_s is greater than zero, the sequence is positively correlated; when ρ_s is less than zero a negative correlation exists, and a ρ_s value equal to zero indicates no correlation exists. Moreover, when the absolute value of ρ_s is 0.8~1.0, 0.6~0.8, 0.4~0.6, 0.2~0.4, and 0.0~0.2, the correlation between the variables is very strong, strong, moderate, weak, and weak or absent, respectively (Qiu, 2009).

Results

Identification of abrupt change in the precipitation and Runoff in the East Pi River Basin

Figure 2 and Table 1 show the abrupt analysis of annual precipitation in the study area using the M-K test and moving t-test methods. According to the UF and UB statistical curves, many intersections can be preliminarily determined in the annual precipitation series under different sequence lengths (1960-2015, 1960-2010, 1965-2010), and the intersections are concentrated in the 1990s. The UF curves show that the annual precipitation series had an upward trend in the early 1970s, but the trend did not reach a significance level of 0.05 and decreased with the time series fluctuation. The moving T-test results of annual precipitation under different sub-sequences ($n = 10, 11, 12$) showed that the maximum value of the t statistics appeared in 1991. In summary, the year of the detected abrupt change in the annual precipitation series obtained by the M-K test and the moving T-test was 1991.

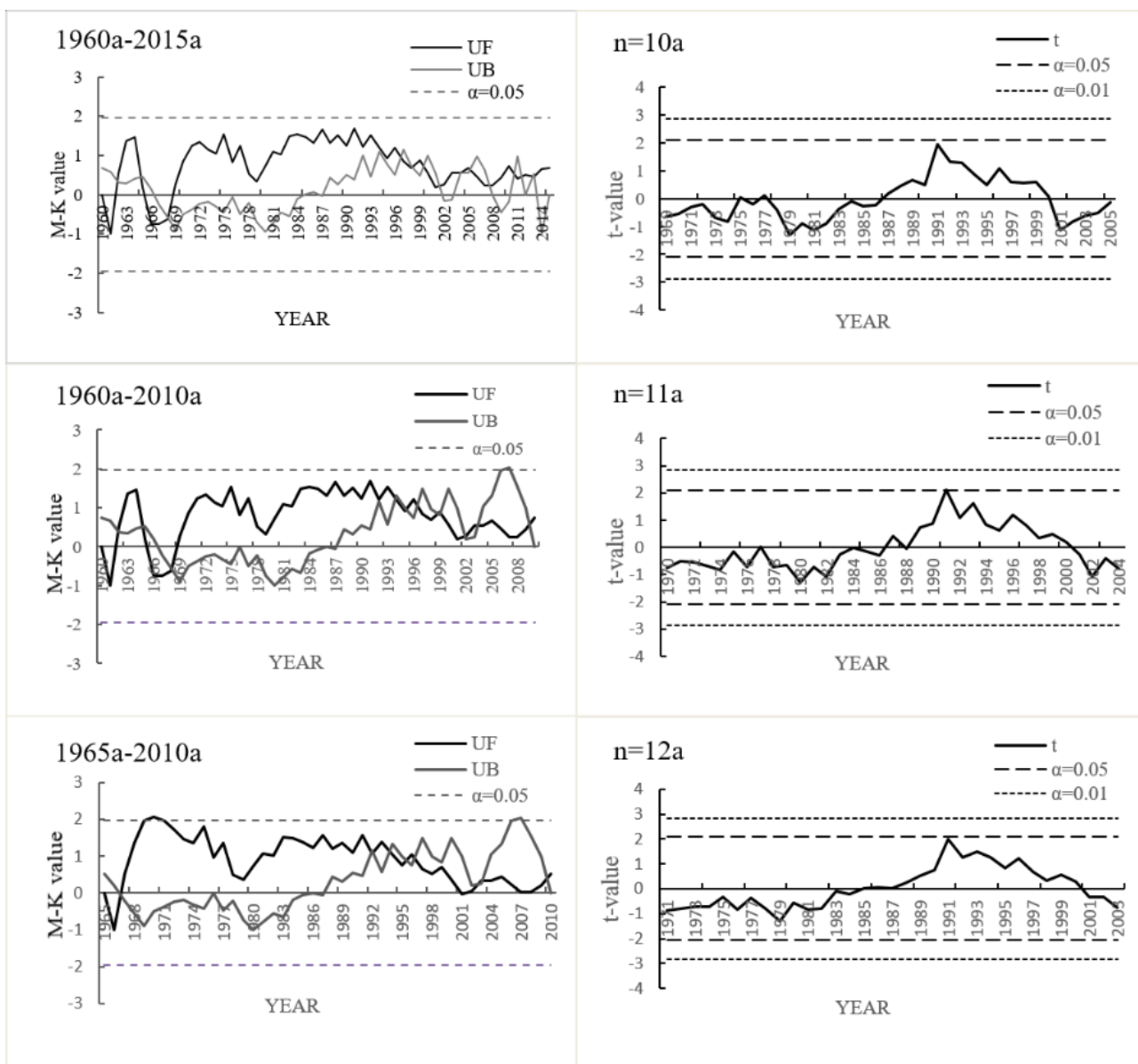


Figure 2. Detected abrupt change results for the annual precipitation in the East Pi River Basin.

Table 1. Analysis of the abrupt change in the annual precipitation in the East Pi River Basin.

Objective	Methods	Time Series	Results	Significance
Annual precipitation	M-K test	1960a~2015a	1965, 1968, 1997-2013	*
		1960a~2010a	1965, 1969, 1992, 1994-2004	*
		1965a~2010a	1967, 1992, 1994, 1996, 2003	*
	T-test	n=10a	1991	/
		n=11a	1991	*
		n=12a	1991	*

* Significant at the 0.05 level. / Insignificant.

The abrupt change analysis of the annual Runoff series of the Foziling Reservoir Station is shown in Figure 3 and Table 2. For the different time series (1960-2015, 1960-2010, 1965-2010), the UF and UB intersections of the Runoff series appeared in the early 1990s. The UF curve also shows that the annual Runoff series had an upward trend from the early 1970s to the mid-to-late 1990s, while the trend intensity did not reach a significance level of 0.05. Then, the Runoff series showed a downward trend. The results of the moving T-test for annual Runoff series with different sub-sequences ($n = 10, 11, 12$) showed that the maximum value of the t statistics appeared in 1991, indicating that the year of the detected abrupt change in the annual Runoff series was 1991 and reached a significance level of 0.01.

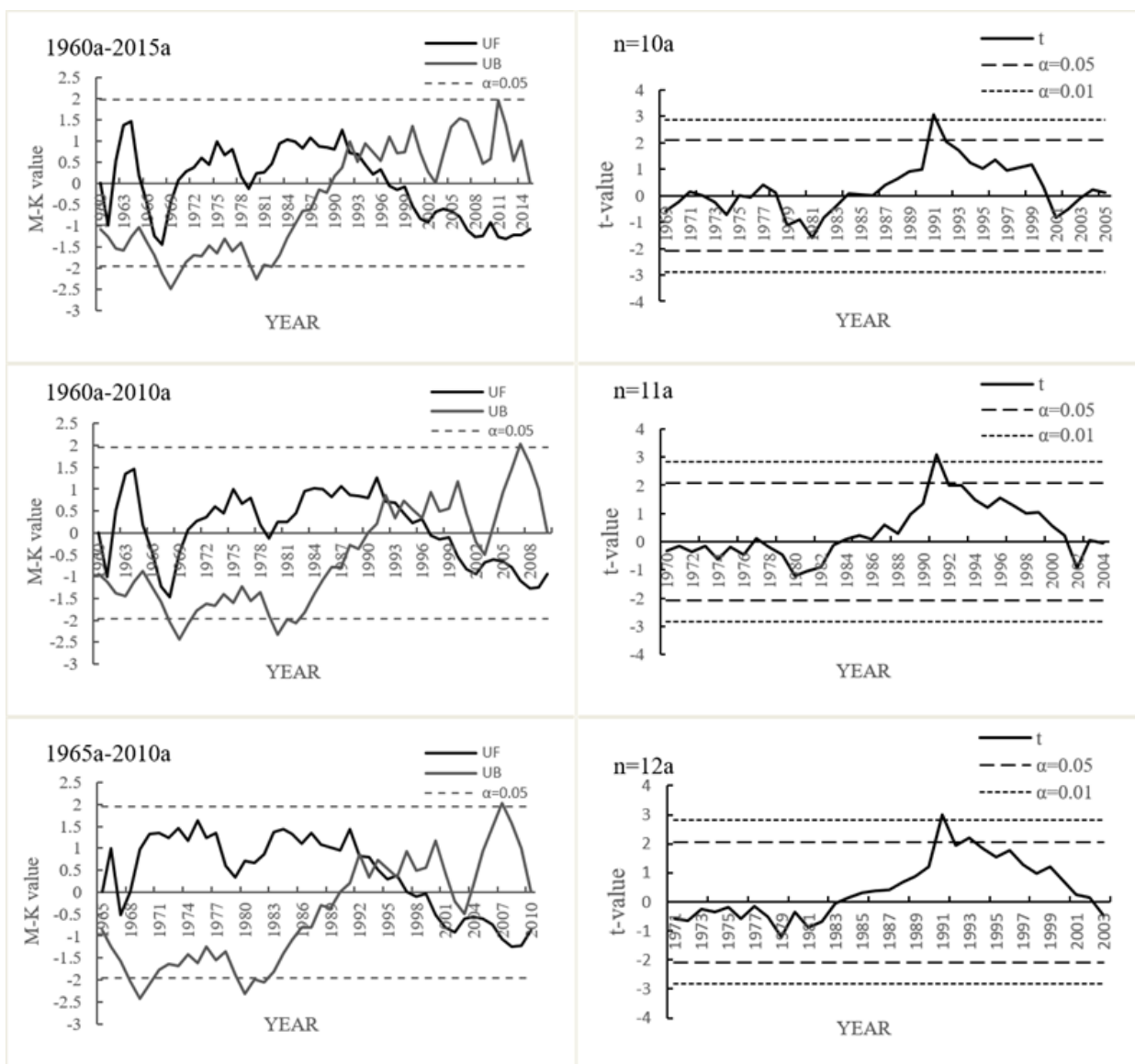


Figure 3. Detected abrupt change results of the annual Runoff of the Foziling Reservoir Runoff station.



Table 2. Analysis of the abrupt change in the annual Runoff.

Objective	Methods	Time series	Results	Significance
Annual Runoff	M-K test	1960a~2015a	1992, 1993	*
		1960a~2010a	1992, 1993	*
		1965a~2010a	1992, 1993	*
	T-test	$n = 10a$	1991	**
		$n = 11a$	1991	**
		$n = 12a$	1991	**

* Significant at the 0.05 level.

** Significant at the 0.01 level.

In summary, the abrupt change points in both annual precipitation and Runoff in the basin were located in the early 1990s. A moving T-test indicates the specific time of the abrupt change occurrence: 1991. According to this result, the data from each rainfall station and the Foziling Reservoir Runoff station are divided into two sections based on the abrupt change point: 1960-1991 (before the abrupt change point) and 1992-2015 (after the abrupt change point). Then, the variation trend and characteristics of the precipitation and Runoff series in the study area are determined by analyzing the precipitation and Runoff data in the above two periods.

Analysis of precipitation characteristics in the East Pi River Basin

To intuitively present the changing characteristics of precipitation in the East Pi River Basin, spatial interpolation was carried out according to the precipitation data of the above 20 rain stations.

Temporal and spatial distributions of precipitation

Figure 4 shows the spatial distribution of annual precipitation in the basin before and after the abrupt change. Overall, the annual precipitation decreases from south to north in the basin. Before the abrupt change, the average annual precipitation in the central, southern, and western regions of the basin was relatively high ($\geq 1\,530$ mm), while the annual average precipitation was relatively low ($\leq 1\,470$ mm) in the northern and eastern parts of the basin, with a minimum of 1 410 mm. However, the average annual precipitation of the basin decreased significantly after the abrupt change, and the annual precipitation in most areas decreased by up to 30 mm. Specifically, the precipitation in the central and southern parts of the

basin was relatively high ($\geq 1\,500$ mm), while the precipitation in the northwestern part of the basin was relatively low ($\leq 1\,470$ mm). Moreover, based on the difference value of the average annual precipitation before and after the abrupt change, the decrease in the average annual precipitation after the abrupt change mainly occurred in the western part of the basin (decrease of 60~110 mm), and a decrease in the average annual precipitation in some southeastern parts of the basin was not obvious (a decrease of -10~20 mm).

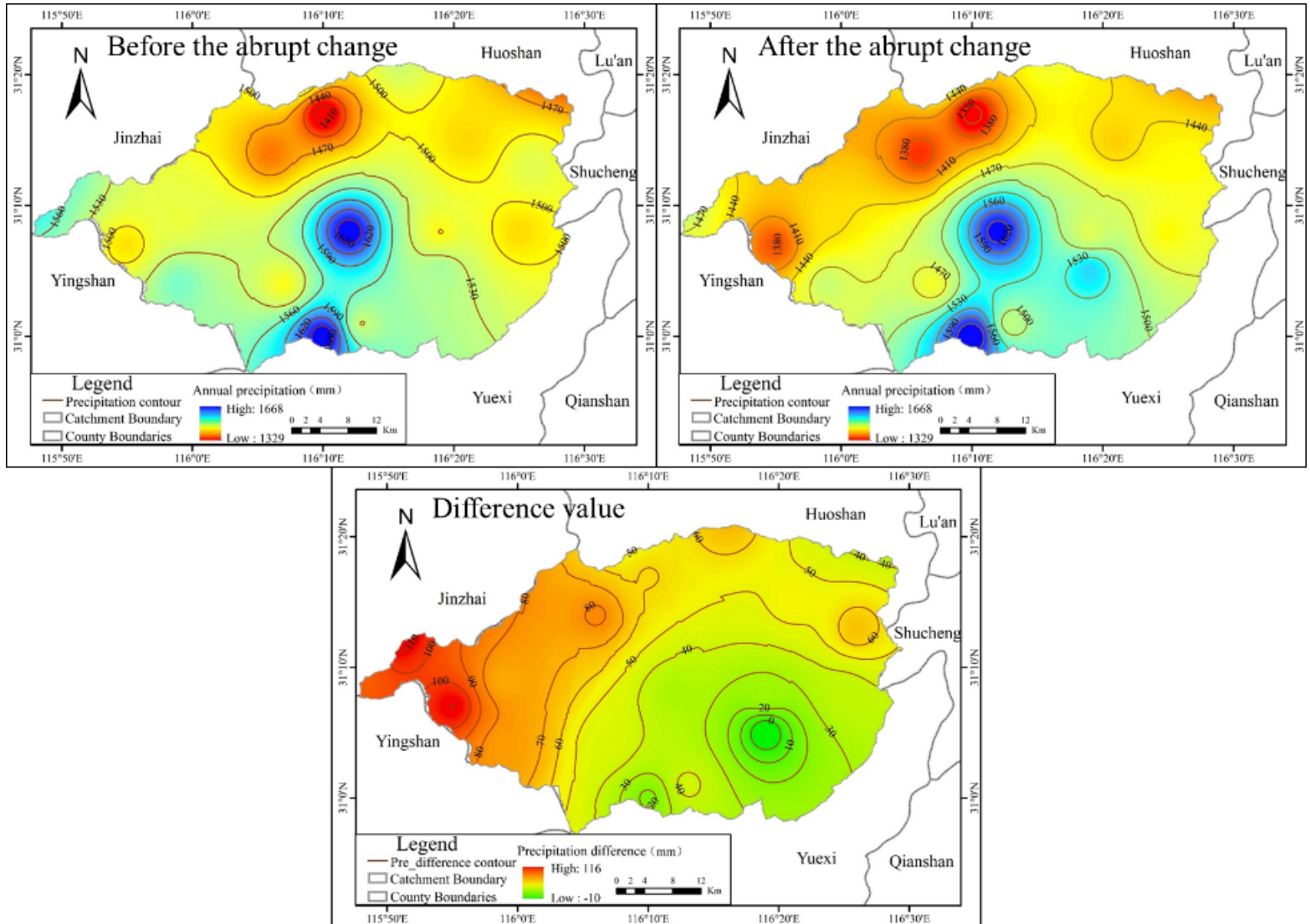


Figure 4. Spatial distribution of annual precipitation in the East Pi River Basin.

Figure 5, similar to Figure 4, portrays the spatial distribution of precipitation in the flood season before and after the abrupt change. Overall, precipitation in the flood season shows a downward trend from south to north in the basin. Before the abrupt change, precipitation (≥ 820 mm) is mainly concentrated in the western and south-central parts of the basin, but after the abrupt change, precipitation is mainly concentrated in the central and southern parts of the basin. The difference value of the average precipitation in the flood season before and after the abrupt change shows that the decrease in average precipitation after the abrupt change is still mainly in the western part of the basin, and the maximum value reached up to 60 mm. In addition, the difference value in some southeastern parts of the basin is less than zero (-25 to 0 mm), indicating that precipitation does not decrease after the abrupt change.

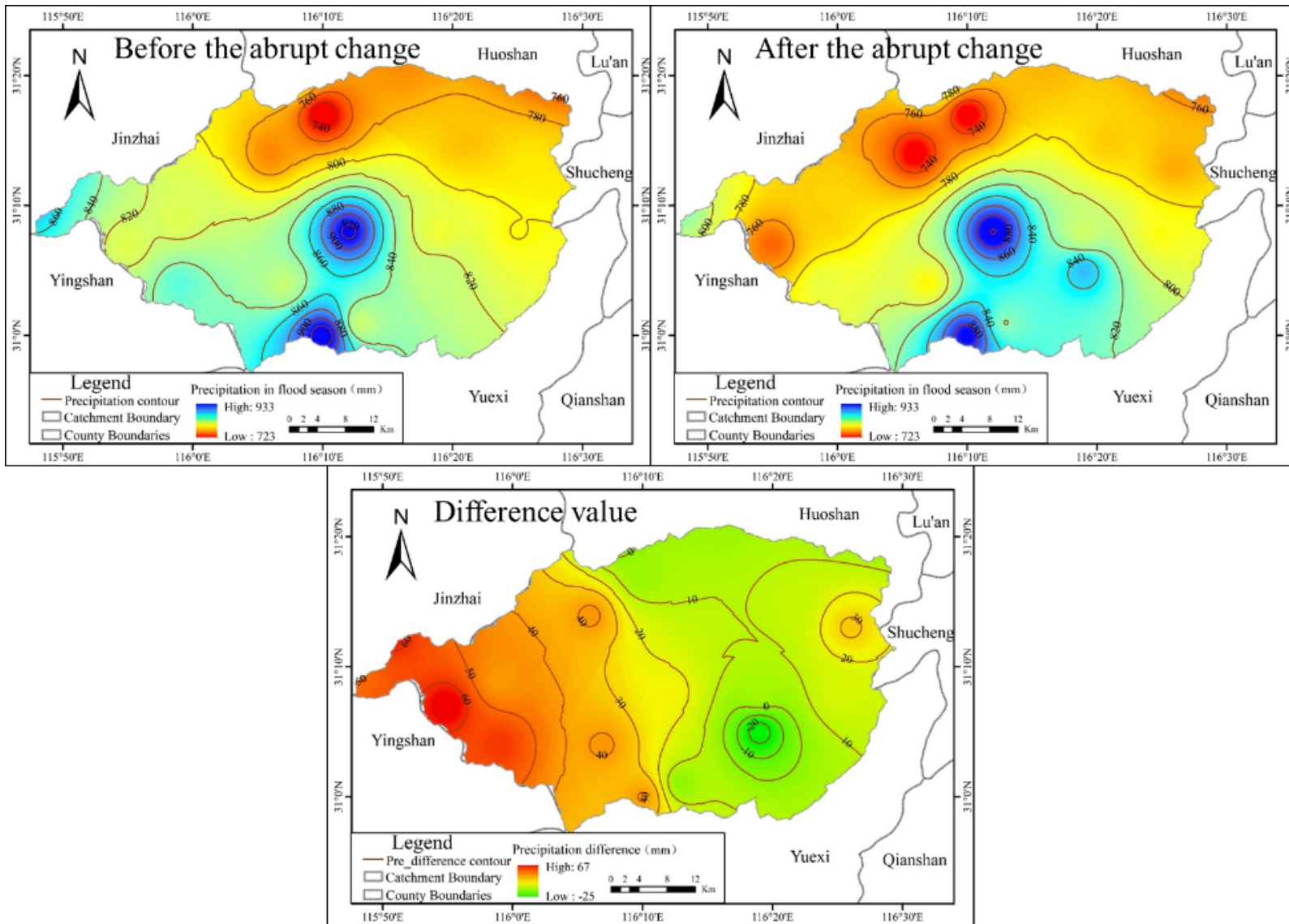


Figure 5. Spatial distribution of precipitation in the flood season.

The correlation coefficients between the ground elevation and annual precipitation or precipitation in the flood season are 0.68 (a strong correlation) and 0.82 (a very strong correlation), respectively. These results imply that elevation is one of the main factors affecting local precipitation, especially for precipitation in flood seasons.

Figure 4 and Figure 5 show that the spatial distributions of the annual precipitation and the precipitation in the flood season are basically similar, decreasing from south to north and having a high correlation with altitude. In addition, the difference in precipitation before and after the abrupt change shows a downward trend from the western part of the basin to the eastern part, indicating that the decrease in precipitation after the abrupt change mainly occurs in the western part of the basin (the annual average decrease is ≥ 60 mm, and the average decrease in the flood season is ≥ 30 mm), and a substantial decrease does not occur in the southeastern part of the basin.

Precipitation trend analysis and significance

The trends in annual precipitation were different in different periods. From 1960 to 1991, the annual precipitation in the whole basin shows an



upward trend. The central and southern regions have a large trend, ranging from 100 mm/10a to 200 mm/10a, while the northern part of the basin has a smaller trend, ranging from 42 mm/10a to 100 mm/10a. The spatial distribution features of the significance of the trends are similar to those of the trends. Specifically, there is a strong significance in the south-central and some eastern regions of the basin, and the trend in the northern part of the basin is insignificant. From 1992 to 2015, the annual precipitation still shows an upward trend, and the trend of the east-central and western parts of the basin is larger, ranging from 100 mm/10a to 135 mm/10a, while the trend of the northwestern and southern regions is smaller, ranging from 36 mm/10a to 80 mm/10a. However, the trends in most areas of the basin are insignificant, except for the eastern part of the basin.

Comparing the spatial distribution of the annual precipitation trend and its significance in different periods (Figure 6) shows that the regions with extreme values in the trend have changed from the central region of the basin to the eastern and western regions. The distribution of the trend of the whole basin became more uniform after the abrupt change, and the significance level decreased to insignificant in most parts of the basin.

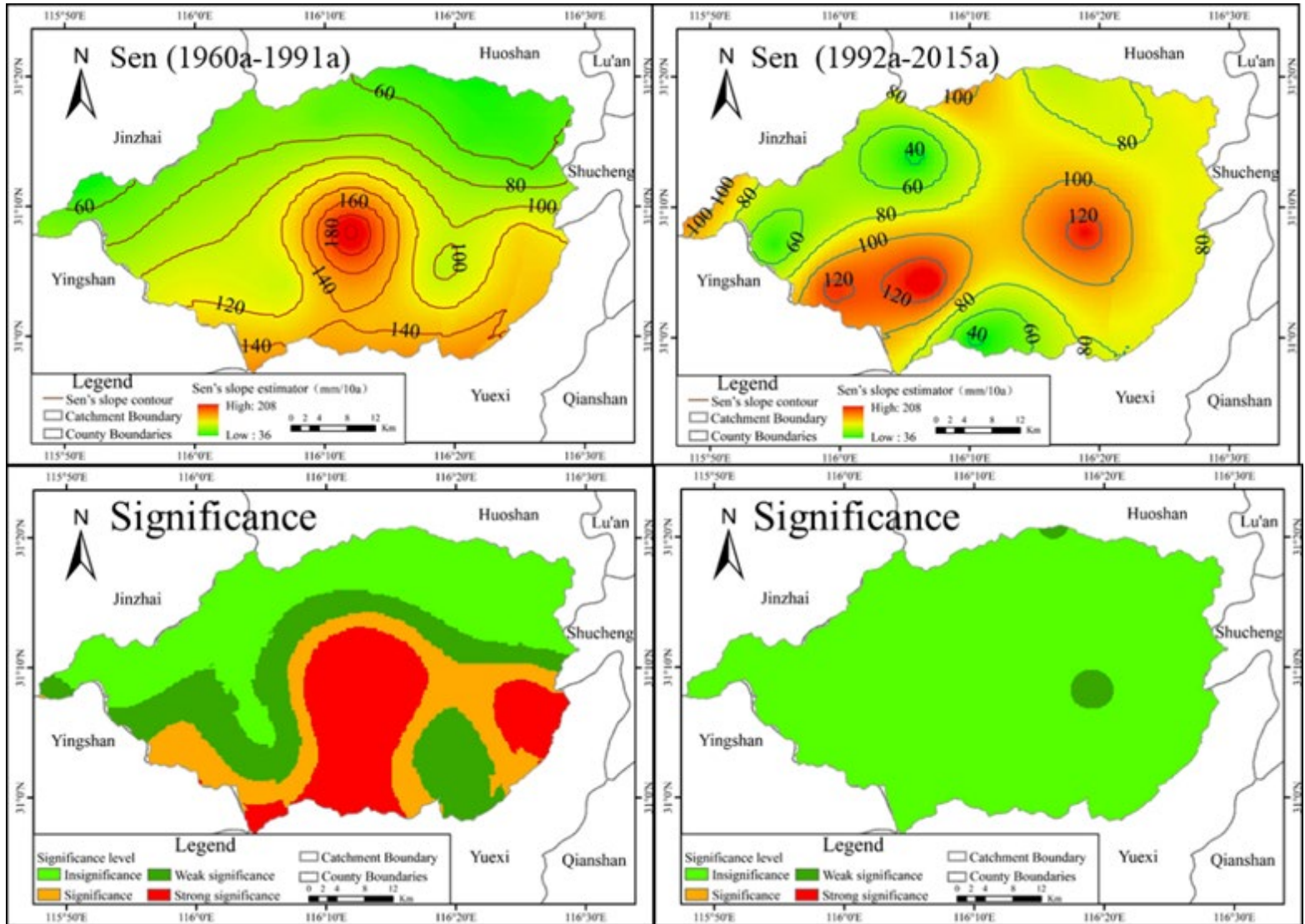


Figure 6. Annual precipitation trend and significance in the East Pi River Basin.

In addition to the trends and their significance in annual precipitation, precipitation in the flood season is also important (Figure 7). From 1960 to 1991, similar to the annual precipitation mentioned above, the summer rainfall of the whole basin showed an upward trend, where the trend of the central and southern regions is larger, ranging from 90 mm/10a to 137 mm/10a, while the trend of the northern region is smaller, between 45 mm/10a and 75 mm/10a. In addition, the spatial distribution of the significance of the trend is related to the spatial distribution of the trend; if the trend is greater than 90 mm/10a, there is at least a weak significance, and if the trend of the regions is greater than 130 mm/10a, there is a strong significance. The upward trend in the northern and western regions of the basin does not reach the level of significance. During the period from 1992 to 2015, although the precipitation in the flood season still showed an upward trend, the spatial distribution of the trend is quite different from that of the period from 1960 to 1991. Therefore, except for the trends of the southeastern and southwestern parts of the basin, which are greater than 105 mm/10a, the trends of the majority of the basin are between 75 mm/10a and 105 mm/10a. From the perspective of significance, while the trends of some regions in the northwestern and southern parts of the basin did not reach the level of significance, the trends of some regions in the central and southeastern parts of the basin reached the level of significance, and precipitation in the flood season in most regions had a weakly significant upward trend.

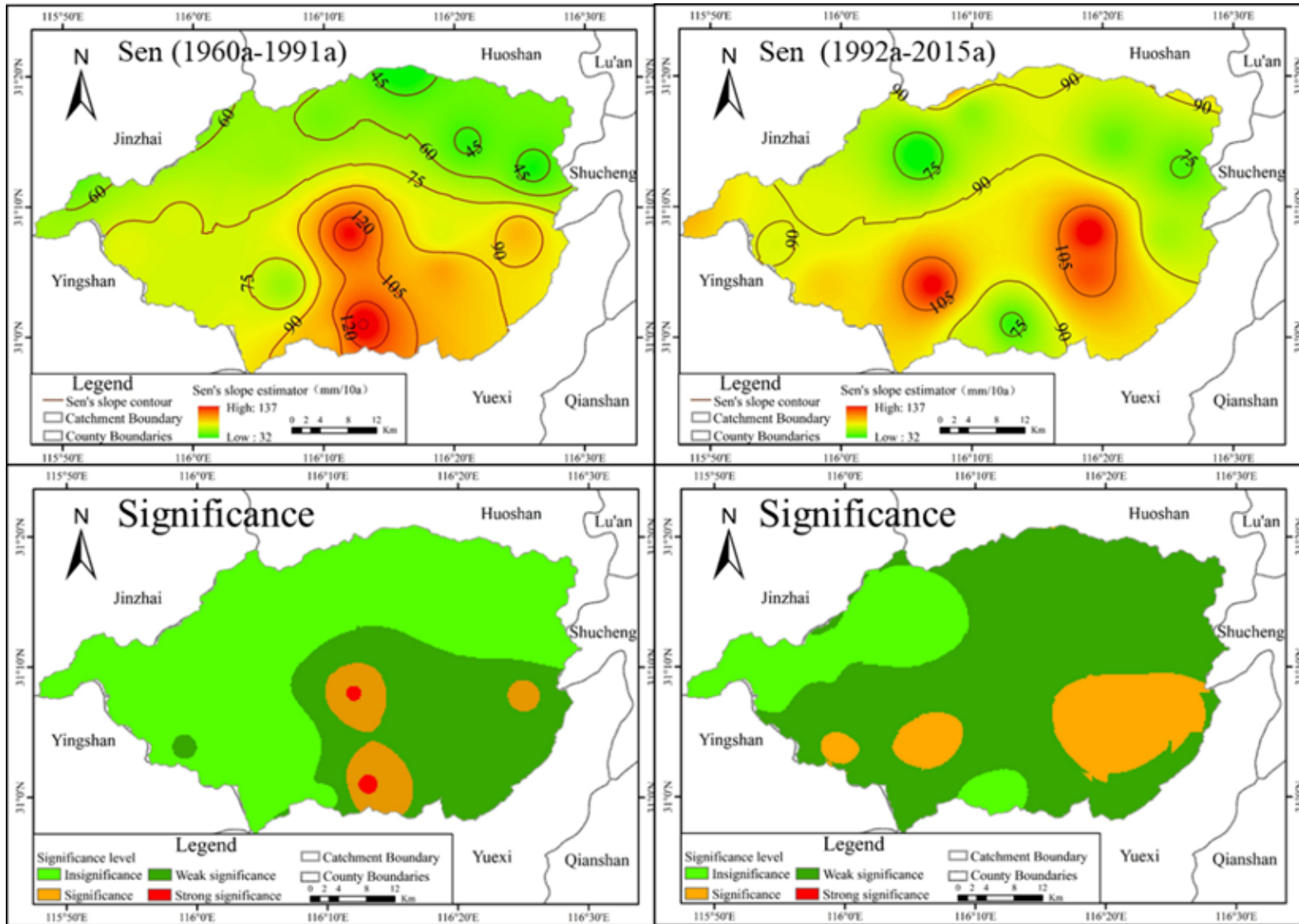


Figure 7. Precipitation trend in the flood season and its significance.

The comparison of the precipitation trends and their significance in the flood season in different periods (Figure 7) shows that the extreme value of precipitation trends shifted from high-altitude areas in the central and southern regions of the basin to the eastern and western regions. Except for precipitation in the northwestern and southern parts of the basin that did not have a significant trend, precipitation in the flood season in other regions had a weakly significant trend (and even a significant trend). The precipitation trend is more homogeneous after the abrupt change.

Overall, the annual precipitation and precipitation in the flood season in the East Pi River Basin showed an upward trend in different time periods, while the spatial distributions of the precipitation trend and significance are quite different. Especially for the period from 1992 to 2015, the annual precipitation has an insignificant upward trend, but the flood season precipitation shows a weakly significant upward trend, indicating that the distribution of precipitation in the basin during the year may be uneven.

Analysis of Runoff characteristics in the East Pi River Basin

Analysis of basic characteristics in Runoff

Through the normal statistics method, the basic characteristics of the Runoff sequence are calculated, and the results are illustrated in Table 3. Table 3 clearly shows that the mean values of annual Runoff and Runoff in the flood season during 1960-2015 are $14.7 \times 10^8 \text{m}^3$ and $8.11 \times 10^8 \text{m}^3$, respectively. The coefficients of variation (Cv) are 0.35 and 0.51, respectively, indicating that the variation in annual Runoff in the tested 56 years is relatively small, while the variation in Runoff in the flood season is relatively large. In addition, the coefficients of skew (Cs) are 0.97 and 1.85, respectively, showing that the probability of the Runoff series being less than the mean is higher. For the ratio of Runoff in the flood season to annual Runoff, the Cv value is 0.24, which is less than 0.35 or 0.51, indicating that the ratio sequence is more stable than that of the Runoff series. Second, the mean values of annual Runoff and Runoff in the flood season during 1960-1991 are $16.11 \times 10^8 \text{m}^3$ and $8.67 \times 10^8 \text{m}^3$,

while the mean values during 1992-2015 are $12.82 \times 10^8 \text{m}^3$ and $7.37 \times 10^8 \text{m}^3$, with a significant decrease of $3.29 \times 10^8 \text{m}^3$ and $1.3 \times 10^8 \text{m}^3$, respectively. Based on the Cs, the values of annual Runoff and Runoff in the flood season during 1960-1991 are greater than zero (0.82 and 1.82, respectively), while the values during 1992-2015 are less than 0 (-0.08 and -0.08, respectively), indicating the probability that the actual Runoff in the year or flood season is greater than the mean of the Runoff series after the abrupt change; that is, the risk of flooding in the basin increased after the abrupt change. Additionally, for the series of the ratio of Runoff in the flood season to annual Runoff, the mean of the ratio during 1960 to 1991 is smaller than the mean during 1992 to 2015, showing that the Runoff has become more concentrated during the flood season since 1992. In addition, the values of Cv and Cs for the ratio mentioned above clearly show that the variation range of the ratio decreases, and the probability of the actual ratio being greater than its mean increases after the abrupt change; namely, the probability of a flood disaster increases.

Table 3. Variation characteristics of Runoff in the East Pi River Basin in 1960a-2015a.

Proposed target	Period	Min	Max	Mean	Std	Cv	Cs
Runoff (annual)	1960-2015	6.38	33.58	14.7	5.12	0.35	0.97
	1960-1991	7.11	33.58	16.11	5.69	0.35	0.82
	1992-2015	6.38	19.25	12.82	3.54	0.28	-0.08
Runoff (flood season)	1960-2015	1.87	26.4	8.11	4.12	0.51	1.85
	1960-1991	2.43	26.4	8.67	4.84	0.56	1.82
	1992-2015	1.87	13.02	7.37	2.84	0.38	-0.08
P	1960-2015	0.29	0.79	0.54	0.13	0.24	-0.15
	1960-1991	0.29	0.79	0.52	0.13	0.25	-0.11
	1992-2015	0.29	0.76	0.56	0.12	0.22	-0.13

P represents the ratio of Runoff in the flood season to annual Runoff; And the unit of Runoff series is 10^8 m^3 .

Trends and their significance in Runoff from 1960 to 2015

The trends and significance of the Runoff sequences are shown in Table 4. For the annual Runoff series, a slight upward trend occurs before (from 1960 to 1991) and after (from 1992 to 2015) the abrupt change, while the whole sequence (from 1960 to 2015) shows an insignificant downward trend. This result may occur because the average annual Runoff decreases significantly after the abrupt change. For the Runoff series in

the flood season, the Runoff series from 1960 to 1991 shows a strong significant upward trend (97.5 % confidence level), while the sequences from 1992 to 2015 show an insignificant upward trend, indicating that the sequences after the abrupt change have not only a significant decrease in the mean but also a gentle trend. For the ratio of Runoff in the flood season to annual Runoff, the sequence from 1960 to 2015 shows a significant upward trend (95 % confidence level), indicating that the proportion of Runoff in the flood season to annual Runoff increases and that the uneven distribution of Runoff during the year increases significantly.

Table 4. Annual Runoff and Runoff trends and significance in the flood season in the East Pi River Basin.

Proposed target	Period	Sen's slope	M-K Trend Analysis	
			Zc	Significance
Runoff (annual)	1960-2015	-0.042	1.081	/
	1960-1991	0.149	1.249	/
	1992-2015	0.102	0.967	/
Runoff (flood season)	1960-2015	0.015	0.558	/
	1960-1991	0.138	2.092	***
	1992-2015	0.069	0.719	/
P	1960-2015	0.002	1.859	**
	1960-1991	0.004	1.703	**
	1992-2015	0.005	1.116	/

** Strong significance

*** Very strong significance; / Insignificant

And P represents the ratio of Runoff in flood season to annual Runoff.

Correlation between precipitation and Runoff

In this section, the Spearman rank correlation test was used to demonstrate the correlation between precipitation and Runoff. The test results showed that the Spearman rank correlation coefficient of the annual Runoff of the Foziling Reservoir Station and the basin surface precipitation is 0.845 (a very strong correlation), and the correlation coefficient of the Runoff and precipitation in the flood season is 0.811 (a very strong correlation). This result illustrates that precipitation has a strong correlation with Runoff, and precipitation is still the most important factor affecting Runoff.

Discussion and conclusions

Compared with previous studies (Tao *et al.*, 2014; Wang & Zhang, 2015; Wang, Chen, & Yan, 2015), the study, based on the data of rainfall stations with higher density, analyzed the characteristics of modern precipitation climate distribution in typical small watershed (taking the East Pi River Basin as an example). And the results are similar to those of previous studies, but some new phenomena and characteristics have also been found. Wang *et al.* (2015) showed that annual rainfall (1960-2010) in the Jianghuai region (the East Pi River Basin belongs to the region) showed an increasing trend, and the abrupt changes in rainfall mainly occurred in the mid-late 1970s, from the late 1980s to the early 1990s and the early 21st Century. And there has been more precipitation in the area since the early 21st century. In this study, annual rainfall also showed an increasing trend, and the most significant abrupt point (1991a) were obtained by combining the M-K test and the moving T-test methods. In addition, due to the uneven distribution of rainfall within the year in China, the rainfall in flood season and annual scale were analyzed respectively. The results showed that the uneven distribution of rainfall in the study area would further increase, which would be conducive to further analysis of the trend of extreme rainfall events in flood season and

make positive response. For the Runoff evolution in the area, this study revealed that the annual Runoff (1960-2015) showed decreasing trend, which was similar to the research results of Wang and Zhang (2015) on the Runoff data of two hydrological stations in the main stream of the Huaihe River Basin. At the same time, the flood season Runoff showed increasing trend. Precipitation is the main influencing factor of Runoff change (Li *et al.*, 2021; Zhao, Wang, Dong, Yang, & Govers, 2022), which indicated that the flood season Runoff showed an increasing trend due to the increase in flood season rainfall. Based on the analysis of flood season and annual scale, this study further clarified that changes in rainfall and Runoff were caused by changes in flood season, which will provide technical support for managers to formulate more detailed and scientific flood control and water use strategies. The primary conclusions are as follows:

1. Abrupt changes in the precipitation and Runoff sequences occurred in 1991, and the mean values of the sequences before and after the abrupt changes were significantly different.
2. Precipitation decreases from south to north and from the high-altitude mountainous area to the low-altitude area. However, the difference values, calculated by the average precipitation sequences before and after the breakpoint, are high in the western region of the basin and low in the eastern region. In some southeastern parts of the basin, the difference values are less than

zero, indicating that precipitation increased in these areas after the abrupt change.

3. Precipitation showed an upward trend during the two periods bounded by the abrupt change. After the abrupt change, the distribution trend of precipitation in the basin became more uniform, and the extreme value of the trend shifted from the central region to the western region. In terms of the significance of the trend, the annual precipitation in the central and southern regions during 1960-1991 showed a significant upward trend, while the trend of the whole basin after the breakpoint was insignificant. The precipitation sequences in the flood season have obvious differences, and most of the regions reached a weakly significant upward trend after the breakpoint, indicating that the annual precipitation distribution may have been more uneven since 1992.
4. Similar to the precipitation sequences, the Runoff series also showed an upward trend during the two periods bounded by the abrupt change. Moreover, the average annual Runoff and Runoff in the flood season after the breakpoint decreased by $3.29 \times 10^8 \text{m}^3$ and $1.30 \times 10^8 \text{m}^3$, respectively, compared with the Runoff series before the abrupt change. Regarding the ratio of Runoff in the flood season to annual Runoff, the ratio sequences are more stable than those of the actual Runoff sequences, showing a significant upward trend. This result indicates that the Runoff series is more

concentrated during the flood season and that the unevenness of the Runoff distribution during the year has increased significantly in the flood season since the 1960s. Therefore, increased vigilance and protection against floods are necessary.

5. High correlations between precipitation and Runoff variability, especially during the flood season, imply that precipitation variability is still the major factor affecting Runoff variability.

Acknowledgment

This research was funded by the National Science Fund for Distinguished Young Scholars (No. 51725905), the National Science Fund Project (No. 51879275), the National Key Research and Development Project (No. 2017YFA0605004) and the National Key Research and Development Project (No. 2016YFA0601503).

References

- Du, H., Xia, J., & Zeng, S. (2014). Regional frequency analysis of extreme precipitation and its spatio-temporal characteristics in the Huai River Basin, China. *Natural Hazards*, 70, 195-215.
- He, Y., Ye, J., & Yang, X. (2015). Analysis of the spatio-temporal patterns of dry and wet conditions in the Huai River Basin using the



- standardized precipitation index. *Atmospheric Research*, 166, 120-128.
- Huang, S., Huang, Q., Chang, J., Leng, G., & Yutong, C. (2016). Variations in precipitation and Runoff from a multivariate perspective in the Wei River Basin, China. *Quaternary International*, 440, 30-39.
- IPCC, Intergovernmental Panel on Climate Change. (2013). *Climate change 2013: The physical science basis[C]. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. New York, USA: Cambridge University Press.
- Liu, C. (2004). Study of some problems in water cycle changes of the Yellow River basin (in Chinese). *Advances in Water Science*, 15(5), 608-614.
- Li, Z., Xu, X., Zhu, J., Zhong, F., Xu, C., & Wang, K. (2021). Can precipitation extremes explain variability in Runoff and sediment yield across heterogeneous karst watersheds? *Journal of Hydrology*, 596, 125698.
- Ma, F., Ye, A., Gong, W., Mao, Y., Miao, C., & Di, Z. (2014). An estimate of human and natural contributions to flood changes of the Huai River. *Global and Planetary Change*, 119(4), 39-50.
- Nie, H., Qin, T., Yang, H., Chen, J., He, S., Lv, Z., & Shen, Z. (2019). Trend analysis of temperature and precipitation extremes during

- winter wheat growth period in the major winter wheat planting area of China. *Atmosphere*, 10, 240.
- Qiu, H. (2009). *Quantitative research and statistical analysis: analysis of sample data analysis in SPSS Chinese window edition* (in Chinese). Chongqing University Press.
- Ren, G., Ren, Y., Zhan, Y. *et al.* (2015). Temporal and spatial variability of precipitation in mainland China II. Modern variation trend. *Advances in Water Science*, 26(4), 451-465.
- Sen, P. K. (1968). Estimates of the regression coefficient based on Kendall's Tau. *Publications of the American Statistical Association*, 63(324), 1379-1389.
- Shi, P., Ma, X., Chen, X., Qu, S., & Zhang, Z. (2013). Analysis of variation trends in precipitation in an upstream catchment of Huai River. *Mathematical Problems in Engineering*, 2013, 1-11.
- Song, X., Zhang, J., Aghakouchak, A., Sen-Roy, S., Xuan, Y., Wang, G., He, R., Wang, X., & Liu, C. (2014). Rapid urbanization and changes in spatiotemporal characteristics of precipitation in Beijing metropolitan area. *Journal of Geophysical Research Atmospheres*, 119(19), 11,250-11,271.
- Song, X., Zhang, J., Liu, J., & Yang, M. (2015). Spatial-temporal variation characteristics of precipitation pattern in Beijing (in Chinese). *Journal of Hydraulic Engineering*, 46(5), 525-535.

- Tao, Y., Duan, Q., Ye, A., , Gong, W., Di, Z., Xiao, M., & Hsu, K. (2014). An evaluation of post-processed TIGGE multimodel ensemble precipitation forecast in the Huai River Basin. *Journal of Hydrology*, 519, 2890-2905.
- Tian, J., Liu, J., Wang, J., Li, C., Nie, H., & Yu, F. (2017). Trend analysis of temperature and precipitation extremes in major grain producing area of China. *International Journal of Climatology*, 37(2), 672-687.
- Trenberth, K. E., Dai, A., Rasmussen, R. M., & Parsons, D. B. (2010). The changing character of precipitation. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 84(9), 1205-1217.
- Wang, G. Q., & Zhang, J. Y. (2015a). Variation of water resources in the Huang-Huai-Hai areas and adaptive strategies to climate change. *Quaternary International*, 380-381(2), 180-186.
- Wang, Y., Chen, X., & Yan, F. (2015b). Spatial and temporal variations of annual precipitation during 1960-2010 in China. *Quaternary International*, 380-381, 5-13.
- Wei, F. (2007). *Modern climatic statistical diagnosis and prediction technology* (in Chinese) (2nd ed.). Beijing, China: Meteorology Press.
- Wu, C. H., Huang, G. R., Yu, H. J., Chen, Z. Q., & Ma, J. G. (2015). Spatial and temporal distributions of trends in climate extremes of the *Feilaixia catchment* in the upstream area of the Beijiang River Basin, South China. *International Journal of Climatology*, 34(11), 3161-3178.

- Wu, L., Wang, S., Bai, X., Luo, W., Tian, Y., Zeng, C., Luo, G., & He, S. (2017). Quantitative assessment of the impacts of climate change and human activities on Runoff change in a typical karst watershed, SW China. *Science of the Total Environment*, 601-602, 1449-1465.
- Xia, J., & Ge, T. (2002). New progress and challenges in global change and hydrology (in Chinese). *Resources Science*, 24(3), 1-7.
- Xia, J., She, D., Zhang, Y., & Du, H. (2012). Spatio-temporal trend and statistical distribution of extreme precipitation events in Huaihe River Basin during 1960-2009. *Journal of Geographical Sciences*, 22, 195-208.
- Xie, P., Wu, Z., Sang, Y. F., Gu, H., Zhao, Y., & Singh, V. P. (2018). Evaluation of the significance of abrupt changes in precipitation and Runoff process in China. *Journal of Hydrology*, 560, 451-460.
- Yao, H., Wu, Y., & Guan, T. (2013). Diagnose of precipitation evolution trend in China and new facts (in Chinese). *Advances in Water Science*, 24(1), 1-10.
- Zhai, R., & Tao, F. (2017). Contributions of climate change and human activities to Runoff change in seven typical catchments across China. *Science of the Total Environment*, 605-606, 219-229.
- Zhang, J., & Zhang, S. (2000). The impact of climate change or exception to hydrological extreme events (in Chinese). *Advances in Water Science*, 11(1), 98-103.

- Zhang, G., Zhang, F., & Ru, W. (2005a). The effect of traveling on the interspecific correlation of dominant populations in Lishan subalpine meadow, Shanxi Province (in Chinese). *Journal of Ecology*, 25(11), 2868-2874.
- Zhang, A., Zheng, C., Wang, S., & Yao, Y. (2015a). Analysis of streamflow variations in the Heihe River Basin, northwest China: Trends, abrupt changes, driving factors and ecological influences. *Journal of Hydrology Regional Studies*, 3(C), 106-124.
- Zhang, X., Chen, X., Luo, L. *et al.* (2015b). Spatiotemporal variation and Runoff response of surface rainfall in the Huai River Basin during 1960-2008 (in Chinese). *Resource Science*, 37(10), 2051-2058.
- Zhang, Q., Wang, Y., Singh, V. P., Gu, X., Kong, D., & Xiao, M. (2016). Impacts of ENSO and ENSO Modoki+A regimes on seasonal precipitation variations and possible underlying causes in the Huai River Basin, China. *Journal of Hydrology*, 533, 308-319.
- Zhao, J., Wang, Z., Dong, Y., Yang, Z., & Govers, G. (2022). How soil erosion and Runoff are related to land use, topography and annual precipitation: Insights from a meta-analysis of erosion plots in China. *Science of the Total Environment*, 802, 149665.