

# Meteoro logica

PUBLICACIÓN ESPECIALIZADA  
EN TEMAS METEOROLÓGICOS

Versión en línea

ISSN 1850-468X

Volumen 43

Número 2

Año 2018

## CONTENIDO:

*Natalia Pessacg, Silvia Flaherty, Laura Brandizi, Magalí Rechencq, Martín García Asorey, Leandro Castiñeira, Silvina Solman, Miguel Pascual*

PRODUCCIÓN DE AGUA EN LA CUENCA DEL RÍO LIMAY: MODELADO Y CALIBRACIÓN 3

*Juan A. Rivera y Olga C. Penalba*

DISTRIBUCIÓN DE PROBABILIDADES DE LOS CAUDALES MENSUALES EN LAS REGIONES DE CUYO Y PATAGONIA (ARGENTINA). APLICACIÓN AL MONITOREO DE SEQUÍAS HIDROLÓGICAS 25

*Tomás Manuel Guozden, Emilio Bianchi, Andrés Solarte y Cristóbal Mulleady*

EVALUACIÓN DE RECURSOS EÓLICOS EN LA PROVINCIA DE RÍO NEGRO (PATAGONIA ARGENTINA) USANDO MERRA REANALYSIS 47

*Melanie Meis y María Paula Llano*

MODELADO ESTADÍSTICO DEL CAUDAL MENSUAL EN LA BAJA CUENCA DEL PLATA 63

# Meteoro logica

PUBLICACIÓN SEMESTRAL DEL CENTRO ARGENTINO DE METEORÓLOGOS

## DIRECTOR

RAMIRO SAURRAL. CIMA, CONICET/FCEN-UBA. UMI-IFAECI, CNRS. DCAO, FCEN-UBA. ARGENTINA

## EDITORES EJECUTIVOS

PATRICIO ACEITUNO. UNIVERSIDAD DE CHILE. CHILE

MARIANA BARRUCAND. DCAO, CONICET/FCEN-UBA. ARGENTINA

MARCELO BARREIRO. UNIVERSIDAD DE LA REPUBLICA. URUGUAY

JUAN RUIZ. CIMA, CONICET/FCEN-UBA. UMI-IFAECI, CNRS. DCAO, FCEN-UBA. ARGENTINA

JOSEFINA BLAZQUEZ. CIMA, CONICET/FCEN-UBA. UMI-IFAECI, CNRS. DCAO, FCEN-UBA. FCAG-UNLP.  
ARGENTINA

MARCELO SELUCHI. CEMADEN. BRASIL

## CONSEJO EDITORIAL

E. KALNAY - U. MARYLAND/USA

V. R. BARROS - UBA/CONICET

H. FUENZALIDA - U. CHILE/CHILE

J. N. PAEGLE - U. UTAH/USA

M. N. NUÑEZ - UBA/CONICET

T. AMBRIZZI - U. SAO PAULO/BRASIL

N. A. MAZZEO - UBA/CONICET

W. M. VARGAS - UBA/CONICET

D. KAROLY - MONASH U./ AUSTRALIA

E. H. BERBERY - U. MARYLAND/USA

S. HASTENRATH - U. WISCONSIN/USA

A. M. GRIMM - U. F. PARANA/BRASIL

M. A. F. SILVA DIAS - U. SAO PAULO/BRASIL

H. LE TREUT - LMD-CNRS/FRANCIA

G. RAGA - UNAM/MEXICO

J. PAEGLE - U. UTAH/USA

H. CIAPPESONI - SMN/CONICET

I. VELASCO - UBA

J. RUTLLANT - U. CHILE/CHILE

G. NECCO - IAI/BRASIL

M. L. ALTINGER - UBA/CONICET

J. B. VALDES - U. ARIZONA/USA

P. L. SILVA DIAS - U. SAO PAULO/BRASIL

C. NOBRE - CPTEC - INPE/BRASIL

J. L. MINETTI - U. TUCUMAN/CONICET

V. KOUSKY - NCEP/USA

B. SCIAN - U. NAC. DEL SUR

P. WAYLEN - U. FLORIDA/USA

J. ZAWADSKI - MCGILL U./CANADA

R. D. GARREAUD U. CHILE/USA

Objetivo de la revista: Meteorologica publica y difunde trabajos y resultados de investigación teórica y aplicada en todas las áreas de las ciencias atmosféricas.

Sistema de arbitraje: Para que los trabajos sean incluidos en la revista deberán ser evaluados por, al menos, dos referís independientes. Todas las decisiones tomadas por la Dirección serán finales.

Indizada en Meteorological & Geostrophysical Abstracts. Incluida en el catálogo del sistema LATINDEX, en la biblioteca electrónica de Scielo, en la base de datos SCOPUS, EBSCO, SHERPA/ROMEO y DOAJ.



Forma parte del Núcleo Básico de Revistas Científicas Argentinas

©2017 Centro Argentino de Meteorólogos. Propietario

Intendente Güiraldes 2160

Ciudad Universitaria, Pabellón II, 2ºPiso

C1428EHA Buenos Aires, Argentina

Queda hecho el depósito legal que marca la ley 11723.

Registro de propiedad intelectual número 534619.

ISSN: Versión en línea 1850-468X

## **Editorial**

*Estimados lectores, tenemos el agrado de presentar el segundo número del volumen 43 de la revista Meteorologica, el cual incluye cuatro artículos en temáticas de particular interés para la comunidad meteorológica y profesionales de áreas afines.*

*Queremos aprovechar esta oportunidad para comentarles que recientemente la revista ha sido indizada en Scimago (<https://www.scimagojr.com/>), lo cual facilitará llevar adelante un registro de la evolución de la revista en cuanto a la cantidad de artículos científicos publicados, su impacto y el número de citas recibidas. Esto ha sido posible gracias a la labor continuada de los autores, revisores y editores de la revista que desde su fundación han apostado a la difusión y generación de conocimiento en el ámbito nacional y regional y que desde 2004 han además contribuido a la difusión libre del conocimiento a través de la implementación de las políticas de acceso libre y gratuito a todo el material publicado por la revista.*

*Recordamos que Meteorologica también se encuentra indizada en SCOPUS y en Meteorological & Geostrophysical Abstracts, se encuentra incluida en el catálogo del sistema LATINDEX, en las bases de datos EBSCO, SHERPA/ROMEIO, DOAJ y ha renovado exitosamente su inclusión en el núcleo básico de Revistas Científicas Argentinas (CAICYT – CONICET).*

*El Comité Editorial agradece la contribución de los autores, quienes con sus aportes garantizan la continuidad de la revista y la excelencia del material publicado. El Comité Editorial desea agradecer asimismo la participación de numerosos científicos argentinos y extranjeros como revisores, quienes avalan la calidad científica de Meteorologica. Invitamos a todos los profesionales e investigadores que se desempeñan en áreas relacionadas con las ciencias de la atmósfera y ciencias afines, a seguir enviando sus contribuciones a nuestra revista.*

*Como siempre, agradecemos al Centro Argentino de Meteorólogos por su permanente apoyo a este Comité Editorial.*

*La Dirección*

## PRODUCCIÓN DE AGUA EN LA CUENCA DEL RÍO LIMAY: MODELADO Y CALIBRACIÓN

Natalia Pessacg<sup>1</sup>, Silvia Flaherty<sup>1</sup>, Laura Brandizi<sup>2,3</sup>, Magalí Rechencq<sup>4</sup>, Martín García Asorey<sup>1</sup>, Leandro Castiñeira<sup>5</sup>, Silvina Solman<sup>6</sup> y Miguel Pascual<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Instituto Patagónico para el Estudio de los Ecosistemas Continentales, CCT CENPAT-CONICET, Puerto Madryn, Argentina

<sup>2</sup>Universidad Tecnológica Nacional, Puerto Madryn, Argentina

<sup>3</sup>Universidad de la Patagonia San Juan Bosco, Trelew, Argentina

<sup>4</sup>Instituto de Investigaciones en Biodiversidad y Medioambiente, CONICET-Universidad Nacional del Comahue, CCT Patagonia Norte, Bariloche, Argentina

<sup>5</sup>Centro de Ecología Aplicada de Neuquén, CEAN, Junín de los Andes, Argentina

<sup>6</sup>Centro de Investigaciones del Mar y la Atmósfera CONICET-UBA, DCAO/FCEN, UMI IFAECI/CNRS, Ciudad de Buenos Aires, Argentina

(Manuscrito recibido el 20 de marzo de 2017, en su versión final el 28 de junio de 2017)

### RESUMEN

En este trabajo se realizó un análisis de sensibilidad, calibración y evaluación del desempeño del modelo InVEST para simular la producción de agua media anual en la Cuenca del Río Limay. La producción de agua es un servicio ecosistémico hidrológico fundamental que resulta del balance entre la evapotranspiración y la precipitación, dependiendo de las características del suelo y de la cobertura. Las simulaciones permitieron determinar el orden de subcuencas productoras de agua, mostrando que la subcuenca que más produce es la de Aluminé, seguida de la subcuenca Nahuel Huapi. El análisis de sensibilidad a las bases de datos de precipitación evidenció la necesidad de utilizar bases de datos de precipitación con alta resolución espacial y alta densidad de estaciones meteorológicas para este tipo de estudio de modelado a escala de cuenca. La base de datos de precipitación NPCG, generada para Patagonia Norte con alta densidad de estaciones meteorológicas, dio resultados muy satisfactorios y permitió una buena calibración del modelo. Las simulaciones realizadas con diferentes bases de datos globales o cuasi-globales de precipitación mostraron una marcada dispersión en los resultados.

La sensibilidad al uso de diferentes bases de datos de uso/cobertura de suelo fue menor que al uso de diferentes bases de precipitación. Sin embargo, se registraron cambios relevantes en la producción de agua en algunas subcuencas cuando las diferencias de uso/cobertura se localizaban en la cabecera de la cuenca.

La mejor calibración del modelo (errores menores al 10 %) se obtuvo con la base de datos de uso/cobertura de suelo SERENA, con la base de precipitación NPCG y con un valor del parámetro ecohidrológico  $Z=15$ .

*Palabras clave:* Producción de agua, Cuenca del Río Limay, Modelo InVEST, Precipitación, Uso/cobertura de suelo

## WATER YIELD IN THE LIMAY RIVER BASIN: MODELLING AND CALIBRATION

### ABSTRACT

In this study, we carried out a sensitivity analysis and calibration of the InVEST model and we tested its performance to simulate annual water yield for the Limay River Basin. Water yield is an important hydrological ecosystem service which results from the evaporation-precipitation budget, and also depends on land cover and soil characteristics. We evaluated the sensitivity of water yield to different precipitation and land use/ land cover databases. These simulations allowed us to rank the Limay River sub-basins according to their annual water yield. This ranking, showed that Aluminé is the subbasin with the largest water yield, followed by Nahuel Huapi subbasin. The sensitivity analysis to the precipitation databases demonstrates the need for using precipitation databases with high spatial resolution and high density of meteorological stations when modelling studies at the basin scale are performed. The NPCG precipitation database, generated for North Patagonia with high meteorological station density, produced the best results and allowed for a good model calibration. The simulations performed using different global or quasi-global precipitation databases showed an important dispersion in the results. Results also suggest that water yield sensitivity to land use/land cover is lower than to precipitation. However, when relevant mismatches among land use/land cover databases were located in the headwater subbasins, simulated water yield showed important differences.

The best model performance (error less than 10% in annual water yield) was obtained using the SERENA land use/land cover database together with the NPCG precipitation database and a value of 15 for the eco-hydrological parameter Z.

*Keywords: Water Yield, Limay River Basin, InVEST Model, Precipitation, Land use/land cover*

## 1. INTRODUCCIÓN

La utilización del paradigma de servicios ecosistémicos (SE) (beneficios que el hombre obtiene de la naturaleza, Millenium Ecosystem Assessment 2005) se ha intensificado notablemente en los últimos años, asociado a que permite estudiar los impactos de cambios en el medio ambiente en términos sociales y económicos y provee un mecanismo para abordar el manejo y conservación del ambiente (Redhed y otros 2016). En particular, los servicios ecosistémicos hidrológicos (SEH), como calidad y cantidad de agua, son los de mayor relevancia en cuencas fluviales, ya que en general son la base para el resto de los SE (Sánchez-Brito y otros 2013).

Para abordar de forma integral los SEH es necesario realizar un mapeo de los mismos a nivel de cuenca y utilizar modelos biofísicos que permitan explicar la dinámica de los sistemas. Entre los más utilizados, se encuentran modelos como InVEST (Integrated Valuation Ecosystem Services and Tradeoffs), ARIES (Artificial Intelligence for Ecosystem Services), EVT (Ecosystem Services and Tradeoffs), TESSA (Toolkit for Ecosystem Service Site based Assesment), SOVES (Social Values for Ecosystem Services), ECO-SER (Evaluación y Mapeo de Servicios Eosistémicos y vulnerabilidad socio-ecológica para el ordenamiento territorial), WaSSI (Water Supply Stress Index Model) y modelos hidrológicos como SWAT (Soil Water and Assessment Tool) o VIC (Variable

Infiltration Capacity Model). Una descripción detallada de las herramientas disponibles en modelado de SEH se puede encontrar en Vigerstol y Aukema (2011).

El principal forzante en el modelado de los SEH es naturalmente la precipitación debido a su rol conducente en el ciclo del agua. Sin embargo, la precipitación es una de las variables meteorológicas más difíciles de medir regionalmente, asociado a la marcada variabilidad espacial y temporal que presenta (Junzhi y otros 2012).

Además de la precipitación, la cobertura/uso del suelo (LULC, por sus siglas provenientes del inglés: land use/land cover) típicamente constituye un importante forzante en el modelado de SEH. La categorías de LULC se derivan en general a partir de imágenes satelitales y reflejan el tipo de cobertura vegetal, tipo de suelo y actividades humanas. No obstante, las bases de datos de LULC suelen ser globales, generadas con diferentes algoritmos, y para diferentes usos (análisis de diferentes servicios ecosistémicos, modelado, etc), y necesitan constatación a campo de la identidad de distintos tipos de cobertura, lo que genera diferencias importantes en las clasificaciones realizadas por diferentes bases de datos para una misma región (Kaptué Tchnuenté y otros 2011).

Las incertezas en estas fuentes de información pueden propagarse a grandes errores en la predicción del SEH per sé. Por ejemplo, en la Cuenca del Río Chubut se encontró que errores en la precipitación del orden del 30% conducen a errores en la producción de agua simulada entre el 50-150% en las diferentes subcuencas (Pessacg y otros 2015). Sin embargo, hay aún pocos estudios que realicen este tipo de análisis de incertezas, sensibilidad del modelo y calibración del mismo (Redhed y otros 2016).

Este trabajo está focalizado en la Cuenca del Río Limay (CRL), que abarca parte de las provincias patagónicas de Río Negro y de Neuquén y que por sus características es una cuenca sumamente

interesante para realizar estudios ecosistémicos hidrológicos. La CRL tiene una gran relevancia socio-económica ya que da sustento a distintas actividades con relevancia regional y nacional, incluyendo la producción del 25% de la energía hidráulica del país (Documentos Subsecretaría de Recursos Hídricos Nación); el principal aporte de agua al Valle del Río Negro, donde se produce el 90% de la producción nacional de manzana y pera; y el desarrollo del 40% de la actividad turística de la Patagonia Continental (García Asorey y otros 2015). Para la mayoría de estas actividades socio-económicas el agua dulce es esencial como así también para los ecosistemas donde se desarrollan. A pesar de la importancia de esta cuenca en términos hidrológicos, no hay aún estudios de SEH en la región. En Argentina, los estudios sobre SE están mayormente focalizados en la región pampeana y la zona de bosques templados asociados principalmente a los cambios de uso/cobertura de suelo (Balvanera y otros 2012; Laterra y otros 2011a, b; Carreño y otros 2012; Paruelo y otros 2015), mientras que en Patagonia aún son muy pocos los estudios que aborden la temática (Pessacg y otros 2015; Blanco y otros 2015; Paruelo y otros 2004).

Teniendo en cuenta los resultados previos, en la CRL es necesario abordar un estudio de SEH considerando la sensibilidad del modelo biofísico utilizado a los datos de precipitación y de uso/cobertura de suelo. Además es fundamental realizar un análisis de calibración del modelo y evaluación de desempeño en la cuenca.

En este contexto, los objetivos de este trabajo son: 1) Modelar y caracterizar la producción de agua media anual en la Cuenca del Río Limay e identificar las regiones más relevantes dentro de la cuenca en términos de provisión de agua; 2) Evaluar la sensibilidad del modelo a diferentes bases de datos de uso/cobertura de suelo, precipitación y parámetros; 3) Calibrar el modelo y evaluar su desempeño para la región. Los resultados además sirven de base para futuros estudios de impacto antropogénico en la región.

## 2. DATOS Y METODOLOGÍA

### 2.1. Características de la Cuenca

La Cuenca del Río Limay, con un área aproximada de 58.800km<sup>2</sup>, está situada en el noroeste de la región patagónica comprendiendo parte de las provincias de Río Negro y Neuquén (Figura 1). El Río Limay nace en el lago Nahuel Huapi y atraviesa la cuenca hasta la unión con el Río Neuquén donde nace el Río Negro con un módulo de 650 m<sup>3</sup>s<sup>-1</sup>. Los afluentes más importantes del Río Limay son los ríos Traful y Collon Cura (Martínez S. 2002) los cuales drenan las áreas boscosas de montañas ubicadas al oeste del área de estudio. Otros afluentes que involucran importantes áreas pero que están ubicadas más al este, drenan a subcuencas de la estepa patagónica. El Río Limay en conjunto con la cuenca del Río Neuquén y del Río Negro forman el sistema hidrográfico más importante de la Patagonia (Documentos AIC, Autoridad Interjurisdiccional de las Cuencas de los ríos Limay, Neuquén y Negro; [www.aic.gov.ar](http://www.aic.gov.ar)).

El Río Limay y el Collon Cura tienen un régimen hidrológico pluvionival moderado por lagos naturales en la naciente de los tributarios, con doble onda de crecida: durante el invierno por las precipitaciones y en primavera por el deshielo (AIC, [www.aic.gov.ar](http://www.aic.gov.ar)). Las subcuencas de Collon Cura y del Limay superior (ubicadas al sur de la cuenca) son las que tienen en promedio una frecuencia anual de nevadas mayor. Sin embargo, solo se produce acumulación de nieve en un área reducida (donde se superan los 1600m de altura). En esta región la nieve no tiene un rol hidrológico significativo ya que no ejerce una regulación destacable sobre los picos de crecida ni es un aporte significativo durante el caudal de primavera (Lascano 2007). La cabecera de cuenca de la CRL está ubicada sobre el fuerte gradiente de precipitación que se encuentra en la región de la Cordillera de los Andes, que va desde valores máximos mayores a los 2600 mm año<sup>-1</sup> en el límite entre Argentina y Chile a 200 mm año<sup>-1</sup> a 200 km de este límite del lado argentino. La cordillera bloquea las perturbaciones embebidas

en el flujo del oeste y produce precipitación sobre esa región (Insel y otros 2009). El ascenso de las masas de aire al oeste de la Cordillera genera condiciones híper-húmedas, mientras que a medida que las masas de aire descienden se secan y generan condiciones áridas y altamente evaporativas (Garreaud y otros 2013).

Esta cuenca soporta múltiples aprovechamientos, actividad agrícola con zonas bajo riego, actividad ganadera, explotación de hidrocarburos y minería, producción de energía eléctrica, turismo, y pesquerías deportivas reconocidas a nivel internacional. Además esta cuenca cuenta con dos grandes Parques Nacionales con fines de conservación, Parque Nacional Nahuel Huapi y Parque Nacional Lanín que cubren prácticamente todas las nacientes de la cuenca. El desarrollo de todas estas actividades depende del agua y la utilizan generando un impacto en el medio ambiente y en el recurso hídrico. Sumado a esto, se ha encontrado que el Río Limay tiene una tendencia decreciente en el caudal anual y en el caudal de verano (Vich y otros 2014).

### 2.2. Modelo de producción de agua anual y datos

En este trabajo se utilizó el modelo InVEST. Este modelo fue desarrollado por el Natural Capital Project ([www.naturalcapitalproject.org](http://www.naturalcapitalproject.org)) con el objetivo de analizar la distribución espacial de diferentes servicios ecosistémicos. InVEST es un modelo espacialmente explícito y permite mapear, cuantificar y asignarle un valor económico a diferentes bienes y servicios de la naturaleza que sustentan el bienestar humano. Este modelo cuenta con varios módulos específicos para diferentes servicios ecosistémicos, entre ellos el módulo de producción de agua (Reservoir Hydropower Production), versión 3.2.0, utilizado en este trabajo (Sharp y otros 2016). Uno de los resultados principales de este módulo es un mapa reticulado de producción de agua en la cuenca de interés. La producción de agua anual se calcula para cada pixel como la relación entre la precipitación y la evapotranspiración media anual basada en la

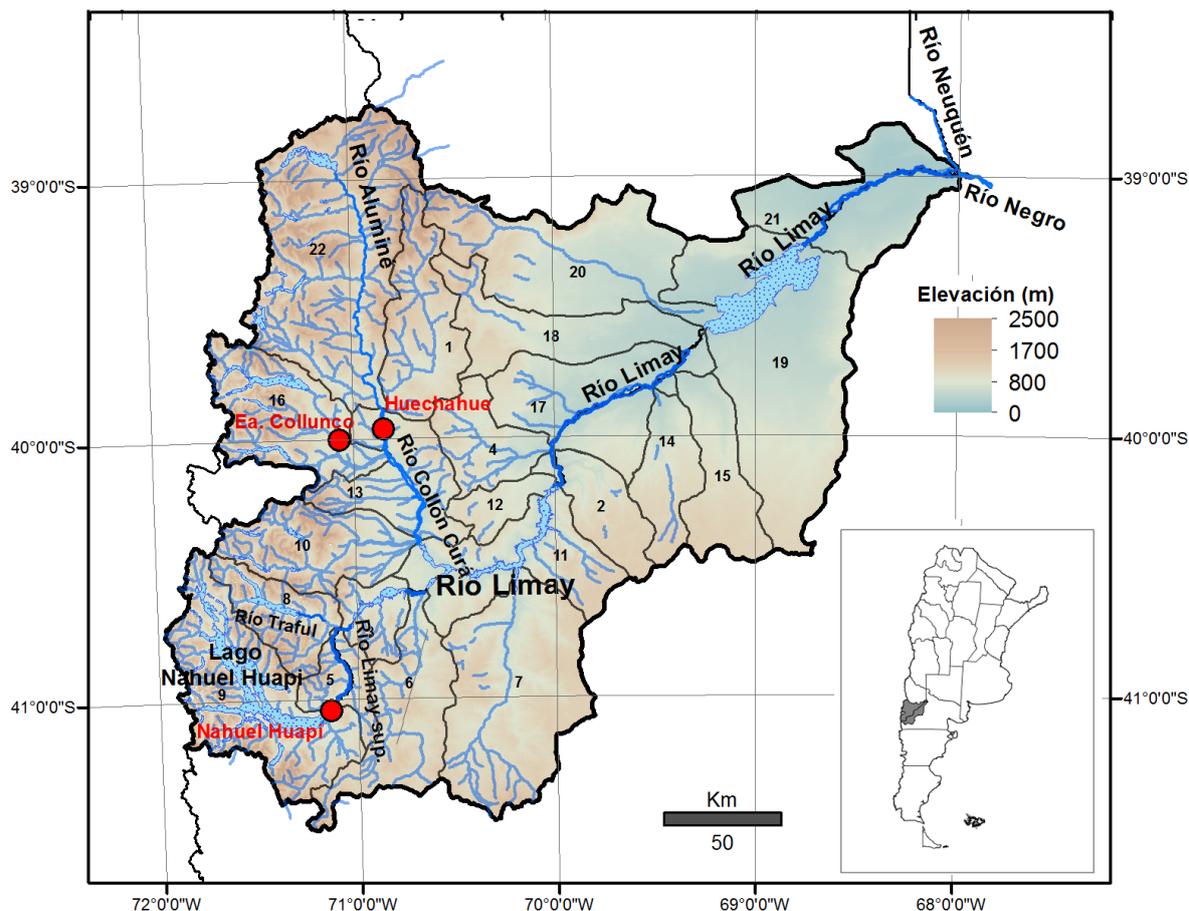


Figura 1: Ubicación y topografía (metros por encima del nivel del mar) de la cuenca del Río Limay y sus principales ríos. Los números identifican las 22 subcuencas que componen la cuenca. En rojo las estaciones hidrométricas utilizadas, Estación Huechahue (cierre de las subcuencas N° 1 y 22), Estación Estancia Collunco (cierre de subcuenca N° 16), y Estación Nahuel Huapi (cierre de subcuenca N° 9).

curva de Budyko (Budyko 1974). La resolución de esta capa está determinada por la resolución de la capa de LULC (Tabla II). Para el análisis de los resultados se remuestrearon todas las bases de datos consideradas a la misma resolución espacial (500 m). La evapotranspiración potencial considerada en esta relación se calcula como función del mapa de LULC en cada pixel. Las propiedades naturales del clima y el suelo están asignadas en el modelo a través de un parámetro  $w$  dependiente del pixel y que considera además un parámetro ecohidrológico  $Z$ . El parámetro ecohidrológico  $Z$  es una constante empírica que captura los patrones de precipitación locales y las

características hidrogeológicas. En este modelo se utiliza también una capa que representa la fracción de agua disponible para las plantas que a su vez está asociada a tipos de suelo (textura y porosidad) (Tabla I). Además, se utiliza un mapa que representa la profundidad de suelo (donde la penetración de las raíces es inhibida) (Tabla I).

Es recomendable interpretar los resultados del modelo a nivel de subcuenca, que en el presente trabajo se computó como la suma de la producción de agua de los pixeles que conforman la subcuenca

La principal limitación de este módulo de

Datos de entrada	Fuente
Profundidad de suelo (donde la penetración de las raíces es inhibida)	INTA soil map <a href="http://geointa.inta.gov.ar">http://geointa.inta.gov.ar</a>
Fracción de agua disponible para las plantas	INTA y Ministerio de Agricultura, Alimentos y Pesca, British Columbia (Canadá)
Precipitación media anual	CRU, TRMMv6, TRMMv7, GPCC, NPCG (descriptas en el texto)
Contenido de agua disponible para las plantas	INTA & Ministerio de Agricultura, Alimentos, y Pesca, British Columbia, Canadá
Evapotranspiración media anual de referencia	FAO, <a href="http://www.fao.org">www.fao.org</a>
Uso/coertura de suelo (LULC)	SERENA, GLC, MODIS (descriptas en el texto)
Delimitación de la Cuenca y de las subcuencas	Generación propia basada en la delimitación de la Subsecretaría de Recursos Hídricos y la delimitación generada con la herramienta ArcHydro
Máxima profundidad de raíces para cada clase de LULC	Canadell y otros (1996)
Coefficiente de evapotranspiración de las plantas para cada clase de LULC (Kc)	FAO, <a href="http://www.fao.org">www.fao.org</a>
Parámetro ecohidrológico Z	Donohue y otros (2012) o estimado por calibración. Valor entre 1 y 30

Tabla I: Datos de entrada utilizados por el modelo de producción de agua InVEST (versión 3.2.0).

InVEST es que es de escala anual y que no contempla la interacción entre el agua superficial y el agua subterránea (Vigerstol y Aukema, 2011). Por otro lado, el módulo de producción de agua no cuenta con un modelo de nieve. Una descripción detallada del modelo se puede consultar en Pessacg y otros (2015) y en [www.naturalcapitalproject.org/invest](http://www.naturalcapitalproject.org/invest).

El módulo de producción de agua requiere de diferentes fuentes de datos que son descriptos en la Tabla I. El periodo de estudio considerado es 1998-2010, común a todas las bases de datos de precipitación utilizadas. La delimitación de la cuenca y las sub-cuencas se realizó utilizando como base las delimitaciones de la Subsecretaría de Recursos Hídricos (SSRH 2011) y la delimitación generada con las herramientas de Análisis Espacial del paquete de hidrología de ArcGIS 10.1. Para obtener esta información, sobre un modelo digital de elevación (DEM) se estableció el flujo acumulado a partir de un punto de salida para cada subcuenca la cual se convirtió en una capa vectorial de polígono. Las subcuencas aguas abajo fueron recortadas por las subcuencas aguas arriba, de manera de

eliminar la superposición de las áreas de las cuencas anidadas. Luego se realizó una unión de todas las subcuencas para obtener la capa vectorial requerida como insumo por el módulo.

La calibración y la evaluación del desempeño del modelo se realizó con datos de caudal recopilados durante el período de estudio (1998-2010) por la Autoridad Interjurisdiccional de las Cuencas Limay, Neuquén y Negro (AIC), para tres estaciones de aforo (puntos rojos en la Figura 1): Estación Nahuel Huapi (punto de cierre de la subcuenca 9), Estación Estancia Collunco (punto de cierre de la subcuenca 16); Estación Huechahue (punto de cierre de las subcuencas 1 y 22).

Los valores de escorrentía anuales se calcularon con los datos observados de caudales anuales considerando las áreas de aporte de cada estación hidrométrica. A este valor de escorrentía se le descontó el caudal base, que representa la reserva permanente de agua del sistema. La producción de agua anual se cuantificó sumando los valores de producción de agua de las subcuencas aguas arriba de cada estación hidrométrica. De esta

	Base de datos	Referencia	Cob. Espacial	Res. temporal	Res. espacial	Fuente
Base de datos de precipitación	CRU University of East Anglia Climate Research Unit	Mitchell and Jones, 2005	Global	1901-2009	0.5°x0.5°	Estaciones meteorológicas CRU TS3.1
	GPCC Global Precipitation Climatology Centre	Schneider et al., 2011	Global	1901-2014	0.5°x0.5°	Estaciones meteorológicas
	TRMM v6 Tropical Rainfall Measuring Mission	Huffman et al., 2007	50°N-50°S	1998-2010	0.25°x0.25°	Satélite (Algoritmo 3B42)
	TRMM v7 Tropical Rainfall Measuring Mission	Huffman et al., 2007	50°N-50°S	1998-2010	0.25°x0.25°	Satélite + estaciones meteorológicas (Algoritmo 3B43)
	NPCG Northern Patagonian Climate Grid	Bianchi et al., 2016	Patagonia norte	1997-2010	0.2°x0.2°	Estaciones meteorológicas de distintas fuentes y co-kriging con modelo de elevación digital.
Base de datos de LULC	MODIS	Broxton et al, 2014	Global	2001-2010	500 m	<a href="http://landcover.usgs.gov/global_climatology.php">http://landcover.usgs.gov/global_climatology.php</a>
	SERENA	Blanco et al, 2013	Sud América y el Caribe	2008	500 m	<a href="http://www.biodiversidad.gob.mx/pais/cobertura_suelo/br/serena/index.html">http://www.biodiversidad.gob.mx/pais/cobertura_suelo/br/serena/index.html</a>
	GLC	Eva et al, 2003	Sud América	2000	1000 m	<a href="http://landcover.usgs.gov/landcoverdata.php">http://landcover.usgs.gov/landcoverdata.php</a>

Tabla II: Bases de datos de precipitación y land use/landcover (LULC) utilizadas como datos de entrada en el modelo InVEST.

manera se puede comparar la escorrentía anual observada con la producción de agua simulada con InVEST, para los puntos de cierre descriptos en la Figura 1.

La dispersión entre las diferentes simulaciones realizadas se cuantificó como la desviación estándar de cada simulación respecto de la simulación de referencia. Estudios previos indican que la mayor sensibilidad de este modelo está asociada a los datos de precipitación, a las categorías de uso/cobertura de suelo consideradas y al parámetro ecohidrológico Z seleccionado (Pessacg y otros 2015; Hamel y Guswa 2015; Redhead y otros 2016). Teniendo en cuenta estos resultados, en este trabajo se analizó la sensibilidad a diferentes bases de datos

de precipitación, de uso/cobertura de suelo y a diferentes valores del parámetro ecohidrológico Z.

### 2.2.1. Bases de datos de precipitación

Se utilizaron 5 bases de datos reticulados de precipitación: Climate ResearchUnit (CRU), Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM) versión 6 y versión 7, Global Precipitation Climatology Centre (GPCC) y la base de datos de precipitación de NPCG (Northern Patagonian Climate Grid, Bianchi y otros 2016) (Tabla II). Se consideró la media anual de precipitación del período común entre bases de datos, 1998-2010.

Las bases de datos de precipitación reticuladas

globales o cuasi-globales, en general, no representan adecuadamente la magnitud y la ubicación del estrecho gradiente de precipitación que se localiza en la Cordillera de los Andes y que afecta a la cabecera de la CRL, asociado en gran medida a la escasa cantidad de estaciones meteorológicas disponibles en la regiones de altura. Las bases de datos de precipitación reticuladas CRU y GPCC tienen una resolución espacial de  $0.5^\circ \times 0.5^\circ$ , y cuentan en la CRL con datos de únicamente dos estaciones meteorológicas. Las dos versiones de TRMM tienen una resolución espacial de  $0.25^\circ \times 0.25^\circ$ , la versión v6 considera datos satelitales, mientras que la versión v7 combina el algoritmo utilizado en la versión v6 con datos de precipitación de estaciones meteorológicas (Huffman y otros 2007 y 2012). Sin embargo, se ha comprobado que las estimaciones satelitales de precipitación tienen un pobre desempeño en zonas con terreno complejo como la Cordillera de los Andes. Los errores en la estimación de la precipitación en este tipo de regiones están asociados a las dificultades de los algoritmos para capturar la presencia de nieve (Salio y otros 2015). La base de datos NPCG fue generada específicamente para la región Patagonia Norte, y utiliza 218 estaciones meteorológicas con datos de precipitación de las cuales aproximadamente el 20% corresponden a la CRL. Por lo tanto, esta base de datos representa de forma más robusta el gradiente de precipitación en esta zona (Bianchi y otros 2016). La base NPCG fue considerada como la base de referencia para los análisis realizados.

### 2.2.2. Bases de datos de uso/cobertura de suelo (LULC)

Para evaluar la sensibilidad del modelo al LULC se utilizaron 3 bases de datos (Tabla II): 1-SERENA (Red Latinoamericana de Seguimiento y Estudio de los Recursos Naturales); 2-Global Land Cover (GLC, United States Geological Survey Land Cover Institute); y 3-MODIS (MODIS-based Global Land Cover Climatology, USGS).

La base de datos MODIS se utilizó como

referencia para los experimentos de sensibilidad a la precipitación y al parámetro Z realizados (Tabla III).

Las diferentes bases de datos de cobertura implican cambios en la evapotranspiración que a su vez impactan en la producción de agua simulada. Uno de los insumos que utiliza el modelo InVEST es una tabla biofísica que asigna a cada categoría del mapa de LULC un valor específico de coeficiente de evapotranspiración (Kc). Kc es un coeficiente que permite ajustar los valores de la evapotranspiración de referencia y adecuarlos en cada caso al tipo de cobertura vegetal. De esta manera, al multiplicar el valor de Kc por el valor de la evapotranspiración de referencia se obtiene la evapotranspiración potencial a escala de pixel.

Tanto la base de datos de evapotranspiración de referencia como el valor de Kc se obtienen de los datos de la FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations). La evapotranspiración de referencia de la FAO se estima usando el método de Penman-Monteith (Allen y otros 1998) y los valores de Kc corresponden a promedios obtenidos de mediciones de campo en distintos cultivos y coberturas vegetales. Las categorías de LULC para cada una de las bases de datos están descritas en la Figura 2.

En la tabla biofísica se parametriza también la profundidad máxima de las raíces representativa de cada categoría de LULC vegetada. Los valores de este parámetro son empíricos y se obtuvieron a partir de las mediciones realizadas por Canadell y otros (1996) (Tabla I). La profundidad máxima de las raíces junto con la capas de fracción de agua disponible para las plantas y de profundidad de suelo (Sección 2.2.) determinan la capacidad del suelo para almacenar agua.

En los resultados, además de evaluar las diferencias en la producción de agua a escala de cuenca para simulaciones con diferentes coberturas, se analizaron en particular las tres subcuencas que presentaron mayores diferencias

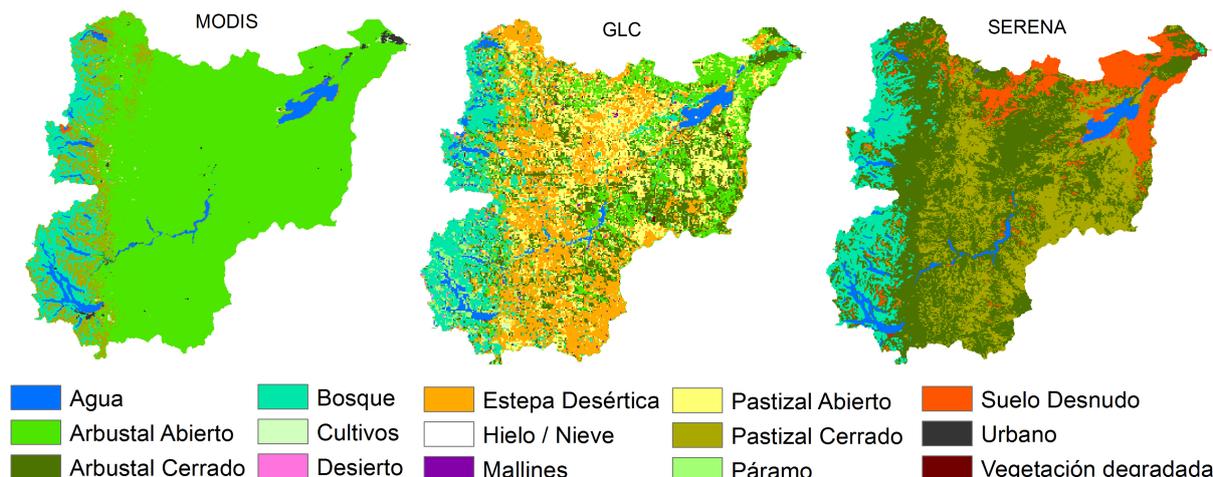


Figura 2: Categorías de uso/cobertura del suelo (LULC) para la Cuenca del Río Limay para cada una de las bases de datos consideradas: MODIS, GLC, SERENA (Tabla II).

en la producción de agua simulada (subcuencas Nahuel Huapi, Aluminé y Picheleufú) En cada una de estas subcuencas se calculó el porcentaje de cada cobertura de LULC para cada base de datos y el valor de  $K_c$  ponderado por el área correspondiente a cada cobertura. Este análisis permite evaluar la sensibilidad de la producción de agua simulada a la capa de cobertura, a través de la evapotranspiración característica de diferentes categorías de LULC.

### 2.2.3. Parámetro ecohidrológico Z

El parámetro ecohidrológico Z es una constante empírica que por definición captura la estacionalidad climática, la intensidad de la precipitación y las características topográficas de la cuenca (Milly 1994; Mendoza y otros 2011). El parámetro Z puede calcularse principalmente por dos métodos diferentes. El método de Donohue y otros (2012) estima Z a partir de una función lineal del número de eventos de precipitación por año (n) como  $Z=0.2*n$ . Esto implica que Z captura los patrones de precipitación, distinguiendo entre subcuencas con precipitación anual similar pero con diferente intensidad. El segundo método utiliza el parámetro Z como una constante de calibración, lo que permite corregir procesos que este módulo de InVEST no captura.

Siguiendo el primer método, se calculó el valor de Z en dos estaciones meteorológicas en la cuenca, Bariloche ( $Z=26$ ), Los Coihues ( $Z=12$ ) y en tres estaciones cercanas a la cuenca donde se contaba con datos diarios, Neuquén ( $Z=14$ ), Chapelco ( $Z=25$ ) y Maquinchao ( $Z=8$ ). Los cálculos se realizaron para el período de estudio 1998-2010. Se consideró un valor medio de  $Z=15$  para toda la cuenca como valor de referencia.

A partir del segundo método, el parámetro ecohidrológico Z se estimó por calibración usando datos observados de caudal y comparando con los resultados del modelo. Se consideraron 5 valores diferentes de Z: 1, 10, 15, 20, 30, donde 1 y 30 son los valores mínimo y máximo, respectivamente, que puede tomar este parámetro en el modelo.

La Tabla III resume los 27 experimentos de sensibilidad realizados en base a combinaciones de los diferentes forzantes analizados: bases de datos de precipitación, bases de datos de LULC y valores del parámetro ecohidrológico Z, lo que permitió generar una matriz amplia a partir de la cual se puede evaluar la sensibilidad a los diferentes forzantes analizados. La simulación de producción de agua realizada con la base de precipitación NPCG, con la base de LULC MODIS y con el valor de  $Z=15$  fue considerada como el experimento de referencia.

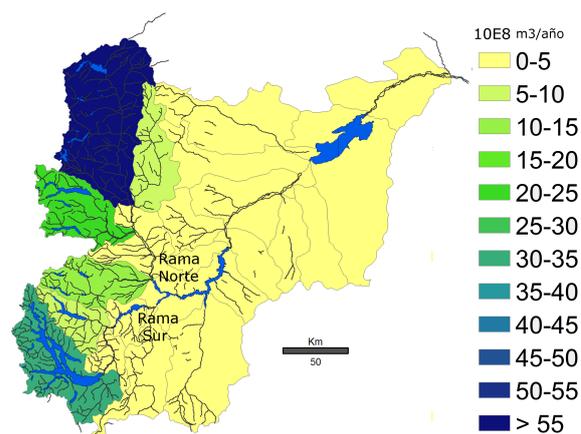
EXPERIMENTO	Base de datos de	Base de datos	Parámetro
CRU Z1	CRU	MODIS	1
CRU Z10	CRU	MODIS	10
CRU Z15	CRU	MODIS	15
CRU Z20	CRU	MODIS	20
CRU Z30	CRU	MODIS	30
GPCC Z1	GPCC	MODIS	1
GPCC Z10	GPCC	MODIS	10
GPCC Z15	GPCC	MODIS	15
GPCC Z20	GPCC	MODIS	20
GPCC Z30	GPCC	MODIS	30
TRMMv6 Z1	TRMMv6	MODIS	1
TRMMv6 Z10	TRMMv6	MODIS	10
TRMMv6 Z15	TRMMv6	MODIS	15
TRMMv6 Z20	TRMMv6	MODIS	20
TRMMv6 Z30	TRMMv6	MODIS	30
TRMMv7 Z1	TRMMv7	MODIS	1
TRMMv7 Z10	TRMMv7	MODIS	10
TRMMv7 Z15	TRMMv7	MODIS	15
TRMMv7 Z20	TRMMv7	MODIS	20
TRMMv7 Z30	TRMMv7	MODIS	30
NPCG Z1	NPCG	MODIS	1
NPCG Z10	NPCG	MODIS	10
<b>NPCG Z15</b>	<b>NPCG</b>	<b>MODIS</b>	<b>15</b>
NPCG Z20	NPCG	MODIS	20
NPCG Z30	NPCG	MODIS	30
GLC	NPCG	GLC	15
SERENA	NPCG	SERENA	15

*Tabla III:* Los 27 experimentos realizados con el modelo InVEST modificando la base de datos de precipitación anual y de uso/cobertura de suelo (LULC) utilizadas y el valor del parámetro ec hidrológico Z. En el recuadro se señala el experimento de referencia (experimento NPCG Z15).

### 3. RESULTADOS

#### 3.1. Producción de agua en la Cuenca del Río Limay

La producción de agua simulada con el modelo InVEST para el experimento de referencia NPCG Z15 (Figura 3, Tabla III), evidencia que la subcuenca Aluminé situada al noroeste de la cuenca (N° 22, Figura 1) es la que contribuye con una mayor producción de agua a la CRL con  $58 \times 10^8 \text{ m}^3 \text{ año}^{-1}$  (Figura 3). Las subcuencas que le siguen en relevancia son la subcuenca Nahuel Huapi (N° 9 Figura 1), la subcuenca del Río Chimehuin (N° 16 Fig.1); y la subcuenca del Río Caleufu (N° 10 Figura 1). Las subcuencas



*Figura 3:* Producción de agua anual total por subcuenca (Unidad:  $10^8 \text{ m}^3 \text{ año}^{-1}$ ) modelada con InVEST para el experimento de referencia NPCG Z15 (Tabla III).

alejadas de la cabecera de cuenca y las ubicadas en la parte inferior de la cuenca producen menos de  $5 \times 10^8 \text{ m}^3 \text{ año}^{-1}$ .

El Río Limay tiene tributarios importantes en dos ramas, norte y sur (Fig.1). La rama norte, formada por los ríos Caleufu, Aluminé, Chimehuin que son tributarios del Collon Cura (involucra las subcuencas 1, 10, 13, 16 y 22, totalizando 15820 km<sup>2</sup>, Figura 1), tiene una contribución relativa en la producción de agua total de la cuenca del 62% en el experimento de referencia. Esta rama tiene 10 lagos principales, con un área aproximada de 270 km<sup>2</sup>, que atenúan el régimen pluvionival. Por otro lado, la rama sur, formada por los ríos Trafal y Limay Superior (involucra las subcuencas 3, 5, 6 y 8, totalizando 5650 km<sup>2</sup>, Figura 1), tiene una contribución relativa en la producción de agua total del 13%. A pesar de las diferencias importantes entre las contribuciones de la rama norte y sur, es relevante destacar que la CRL es un sistema hidrográfico complejo con más de 40 lagos de origen glaciar, ubicados en las nacientes de los principales tributarios del Río Limay, que actúan como atenuadores del régimen pluvionival. De los 40 lagos más importantes, el Lago Nahuel Huapi y el Lago Trafal, ubicados en la rama sur, son los más grandes (70% de la superficie total

de los lagos de la cuenca) por lo que su efecto regulador es relevante en este sector de la cuenca.

Por otro lado, es interesante notar que el 40 % de esta cuenca está protegida por dos grandes Parques Nacionales, el Parque Nacional Nahuel Huapi y el Parque Nacional Lanin. Ambos parques, están situados en la cabecera de la cuenca, coincidente con las regiones donde se da la mayor producción de agua. Por lo que además del rol fundamental que cumplen los Parques Nacionales en conservar aéreas representativas de una región fitozogeográfica en su estado natural, en esta cuenca indirectamente están protegiendo el servicio ecosistémicos de producción de agua (cantidad y calidad de agua) y los bienes asociados (producción de energía hidroeléctrica, turismo y pesca recreativa, etc).

### 3.2. Sensibilidad a la precipitación y al parámetro ecohidrológico Z

Las simulaciones forzadas con la base de datos de precipitación CRU y las dos versiones de TRMM concuerdan con el experimento de referencia (forzado con la base de datos de precipitación NPCG) en la distribución de subcuencas que más agua producen en la cuenca (Figura 4), aunque varían en magnitud, subestimando en general la producción de agua respecto a NPCG en estas subcuencas (Figura 5). La subestimación de la producción de agua en las subcuencas de la cabecera como Aluminé está en el rango -25 a -65 % , asociado a diferencias en las bases de precipitación respecto a NPCG en el rango de -15 a -50 % (Figura 5). Las simulaciones forzadas con TRMMv7 son las que presentan los desvíos menores respecto de NPCG en la mayor parte de las subcuencas de la cabecera, en concordancia con los mapas de precipitación media y las diferencias en la precipitación (Figura 4 y Figura 5).

Las simulaciones forzadas con TRMMv6 son las que muestran los valores inferiores de producción de agua en la cuenca, debido a que esta base ubica el máximo de precipitación hacia el oeste de la cabecera de cuenca (con valores mayores a

1500 mm año<sup>-1</sup>, no mostrado. Detalles en Figura 2 de Pessacg y otros 2015). La base de datos TRMMv6 muestra en la cabecera de cuenca de la CRL valores máximos entre 600-1000 mm año<sup>-1</sup> mientras que la versión TRMMv7 ubica valores medios anuales de precipitación del orden de 1500 mm año<sup>-1</sup> en la cabecera de la CRL (Figura 4).

Las simulaciones forzadas con la base de datos GPCC son las que presentan mayores diferencias respecto al resto. Estas simulaciones muestran que la subcuenca más productora de agua es la del Nahuel Huapi (N° 9, Figura 1) y simulan mayor producción de agua en las subcuencas internas de la CRL, en concordancia con el campo de precipitación media para esta base de datos (Figura 4) y las diferencias en la precipitación respecto a NPCG (Figura 5). En la subcuenca Aluminé, GPCC subestima en un 45 % la producción de agua respecto a NPCG, asociado con una subestimación de la precipitación del 35 %, y sobreestima en un 35 % la producción de agua en la subcuenca Nahuel Huapi (N°9, Figura 1), asociado con una sobrestimación de la precipitación del 20 % (Figura 5) La dispersión entre la producción de agua simulada con las diferentes bases de datos de precipitación es mayor a  $10 \times 10^8 \text{ m}^3 \text{ año}^{-1}$  en las dos subcuencas que mayor agua producen (Figura 6a). Estos valores de dispersión tienen el mismo orden de magnitud que los valores de producción de agua en esta zona (Figura 4), evidenciando la disparidad que hay entre bases de datos de precipitación en la cabecera de esta cuenca (Figura 4, primera columna). Esto es similar a lo que ocurre en otra regiones de Patagonia como la Cuenca del Río Chubut (Pessacg y otros 2015).

Por otro lado, los cambios en el parámetro ecohidrológico Z también conducen a cambios en la magnitud de la producción de agua. Para todas las bases de datos de precipitación la sensibilidad es mayor para los valores de Z chicos (de 1 a 10) que para Z mayores. Sin embargo, el orden de las subcuencas más productoras es invariante a los cambios de Z (Figura 4). La sensibilidad al Z es mayor en las dos

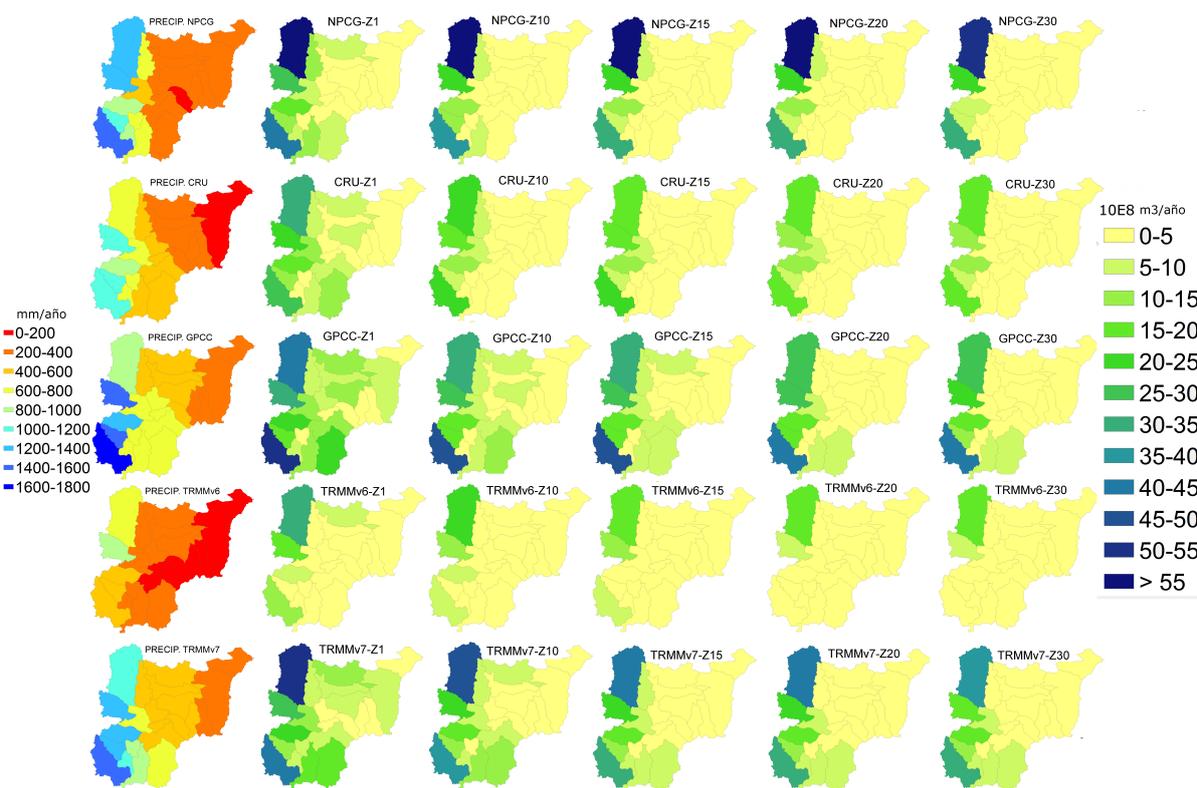


Figura 4: Precipitación de cada base de datos reticulada utilizada (primer columna). Producción de agua anual por subcuenca (Unidad:  $10^8 \text{m}^3 \text{año}^{-1}$ ) modelada con InVEST para diferentes bases de datos de precipitación (filas) y con diferentes valores del parámetro ecohidrológico Z (columnas).

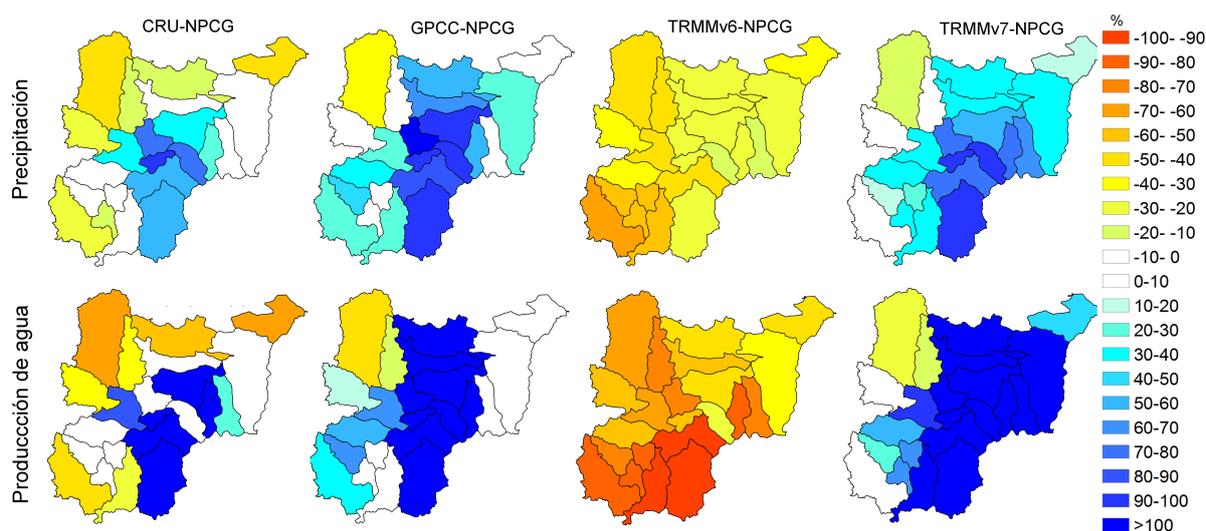


Figura 5: Diferencia relativa (%): entre la precipitación de cada una de las bases de datos respecto a la base de datos NPCG (panel superior) y entre la producción de agua simulada con la base de datos NPCG y el resto, considerando el valor de  $Z = 15$  (panel inferior).

subcuencas más productoras, Aluminé y Nahuel Huapi, alcanzando valores de dispersión de  $50 \times 10^7 \text{ m}^3 \text{ año}^{-1}$  (Figura 6b), lo que demuestra la relevancia de calibrar adecuadamente el modelo utilizando este parámetro. La mayor sensibilidad a valores chicos de  $Z$  como a las subcuencas más productoras, está asociada a la forma logarítmica de la curva teórica de Budyko en la que se basa este modelo para relacionar la evapotranspiración con la precipitación. La sensibilidad de la relación evapotranspiración/precipitación al parámetro  $Z$  es muy grande cuando los valores de  $Z$  son chicos (Zhang y otros 2004).

En el caso de condiciones muy secas (regiones con baja producción de agua -índice de aridez cercano a 0-) la evapotranspiración está limitada por el agua disponible (precipitación) y no depende del parámetro  $Z$  (de las características de la cuenca). Mientras que para los casos en los que el índice de aridez es cercano a 1, la disponibilidad de agua y energía (precipitación y evapotranspiración potencial, respectivamente) tienen el mismo control sobre la evapotranspiración y en este caso sí son sensibles al valor del parámetro  $Z$  (Zhang y otros 2004). Además, en trabajos previos (Pessacg y otros 2015; Hamel y Guswa 2015) se ha encontrado que la producción de agua simulada con el modelo InVEST es mucho más sensible a sobreestimaciones de precipitación que a subestimaciones, asociado de la misma manera con la forma de la ecuación de Budyko.

### 3.3. Sensibilidad a la base de datos de LULC

Las simulaciones realizadas con las tres bases de datos de LULC muestran el mismo orden de cuencas productoras de agua, pero varían en la magnitud (Figura 7). Las simulaciones realizadas con la base de LULC GLC presentan más producción de agua en la mayor parte de las subcuencas. Las diferencias entre GLC y MODIS son mayores a  $10 \times 10^7 \text{ m}^3 \text{ año}^{-1}$  en la subcuenca Nahuel Huapi (N° 9, Figura 1) y en la subcuenca del río Pichileufú (N° 6, Figura 1), representando un aumento de la producción de agua del 4% y 34% respectivamente. Esta sobrestimación de la

producción de agua está vinculada con la fuerte subestimación de la evapotranspiración estimada a partir de las categorías de la base de datos GLC respecto a MODIS en las subcuencas Nahuel Huapi y Pichileufú del orden de 60 y 80 mm año<sup>-1</sup> que representan un 7 y 15% respectivamente (Figura 7).

Por su parte, las simulaciones con la base de LULC SERENA presentan diferencias mayores a  $8 \times 10^7 \text{ m}^3 \text{ año}^{-1}$  con la simulación de referencia en las subcuencas 22 y 9 asociadas a diferencias en la evapotranspiración del orden de 25 mm año<sup>-1</sup> (aproximadamente el 4% respecto a MODIS). La producción de agua se subestima en la subcuenca Aluminé (N°22, Figura 1) y sobrestima en la subcuenca Nahuel Huapi en menos del 5% respecto de la base de LULC MODIS (Figura 7).

En Pichileufú la mayor parte de la subcuenca es arbustal abierto en MODIS mientras que en GLC más del 50% de la superficie es estepa patagónica (Tabla IV y Figura 2). La estepa patagónica tiene un valor de  $K_c$  menor que el arbustal (Tabla IV) por lo que el valor de evapotranspiración es menor (Figura 7) y consecuentemente el balance entre precipitación y evapotranspiración del que resulta la producción de agua es mayor que en las regiones con arbustal. En el caso de la subcuenca Nahuel Huapi (N° 9, Figura 1), las tres bases de datos consideran más del 43% de la superficie como bosque, pero MODIS presenta un 27% de pastizal cerrado, mientras que GLC considera un 18% de páramo y SERENA un 34% de arbustal cerrado (Tabla IV y Figura 2). Estas diferencias generan una disminución del  $K_c$  total de la subcuenca ( $K_c$  ponderado, Tabla IV) en las simulaciones realizadas con SERENA y GLC respecto de MODIS, disminuyendo a su vez la evapotranspiración y consecuentemente incrementando la producción de agua (Figura 7).

Como es esperable el signo de las diferencias en la producción de agua simulada con las diferentes bases de LULC tiene una correlación directa con los mapas de evapotranspiración estimados para cada base de datos LULC. Sin embargo, la magnitud de los cambios

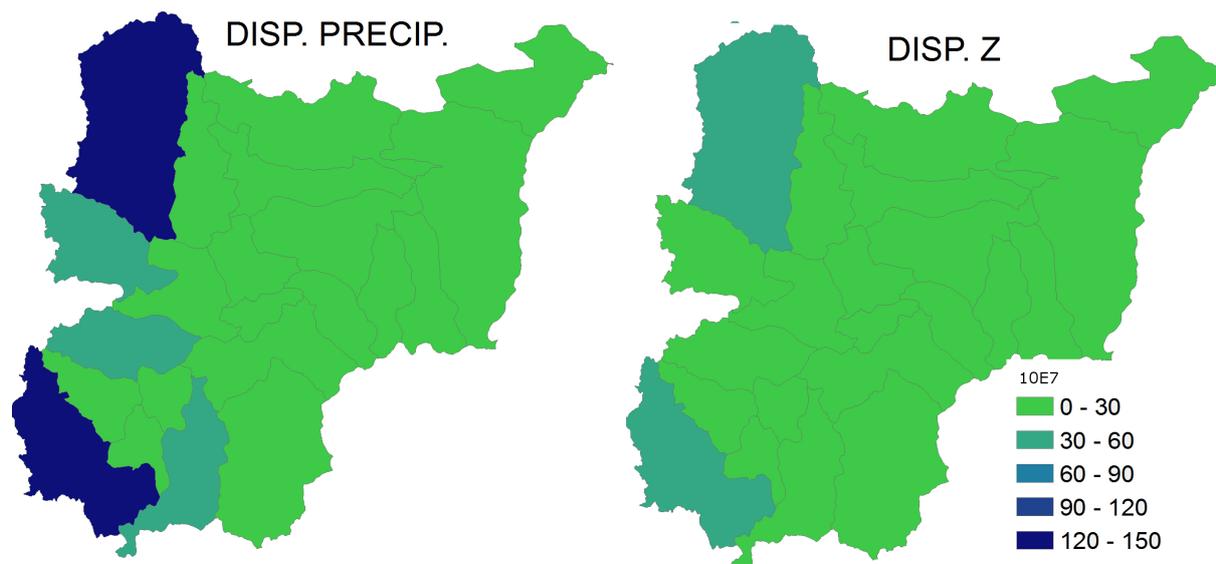


Figura 6: Dispersión entre la producción de agua simulada con InVEST para (a) las distintas bases de datos de precipitación (considerando los experimentos con  $Z=15$ ) y (b) para los distintos valores del parámetro ecohidrológico  $Z$  (considerando los experimentos realizados con la base de datos de precipitación NPCG), respecto de la media (Unidades  $10^7 \text{m}^3 \text{año}^{-1}$ ).

no se correlaciona linealmente ya que utilizar diferentes bases de LULC implica no sólo cambios en la evapotranspiración sino también en la profundidad de las raíces, que a su vez impacta en la capacidad del suelo de almacenar agua (Figura 7).

Es importante destacar, que hay cambios importantes en el LULC que representan las diferentes bases de datos en las subcuencas del norte y noreste de la CRL (N° 19-20-21, Figura 1), donde SERENA categoriza amplias regiones como suelo desnudo y las otras dos bases de datos consideran arbustal abierto a esta zona (Figura 2). Además, fuera de la cuenca alta la base MODIS categoriza toda la región como arbustal abierto, mientras que GLC y SERENA presentan una combinación de pastizal abierto y cerrado, estepa desértica y arbustal cerrado (Figura 2). Estas subcuencas, si bien presentan diferencias importantes en la evapotranspiración (Figura 7) no son grandes productoras de agua debido a las escasas precipitaciones que se registran, por lo que el impacto en la estimación de la producción de agua de estos cambios no es significativo en términos absolutos.

### 3.4. Calibración y desempeño del modelo

La comparación con datos en la Estación Huechahue (cierre de las subcuencas 1 y 22) (Figura 1), región donde se produce la mayor cantidad de agua, muestra que los resultados más satisfactorios se obtienen utilizando la base de datos de precipitación NPCG (Figura 8). En estas subcuencas la combinación de NPCG con valores de  $Z \geq 15$  permite reducir el error a valores inferiores al 10%. Los experimentos realizados con el resto de las bases de datos de precipitación subestiman fuertemente la producción de agua en esta subcuenca, con valores mayores al 50%. Para algunas bases de datos, como TRMMv7 el modelo se puede calibrar en esta región utilizando un valor de  $Z=1$ , sin embargo para el resto de las simulaciones, forzadas con otras bases de datos de precipitación como GPCC, CRU o TRMMv6, no hay valor del parámetro  $Z$  que permita calibrar el modelo en las subcuencas 1 y 22 (Figura 8).

En la Estación Estancia Collunco (cierre de la subcuenca 16, Figura 1) se obtienen muy buenos resultados con NPCG, TRMMv7 y GPCC. Con

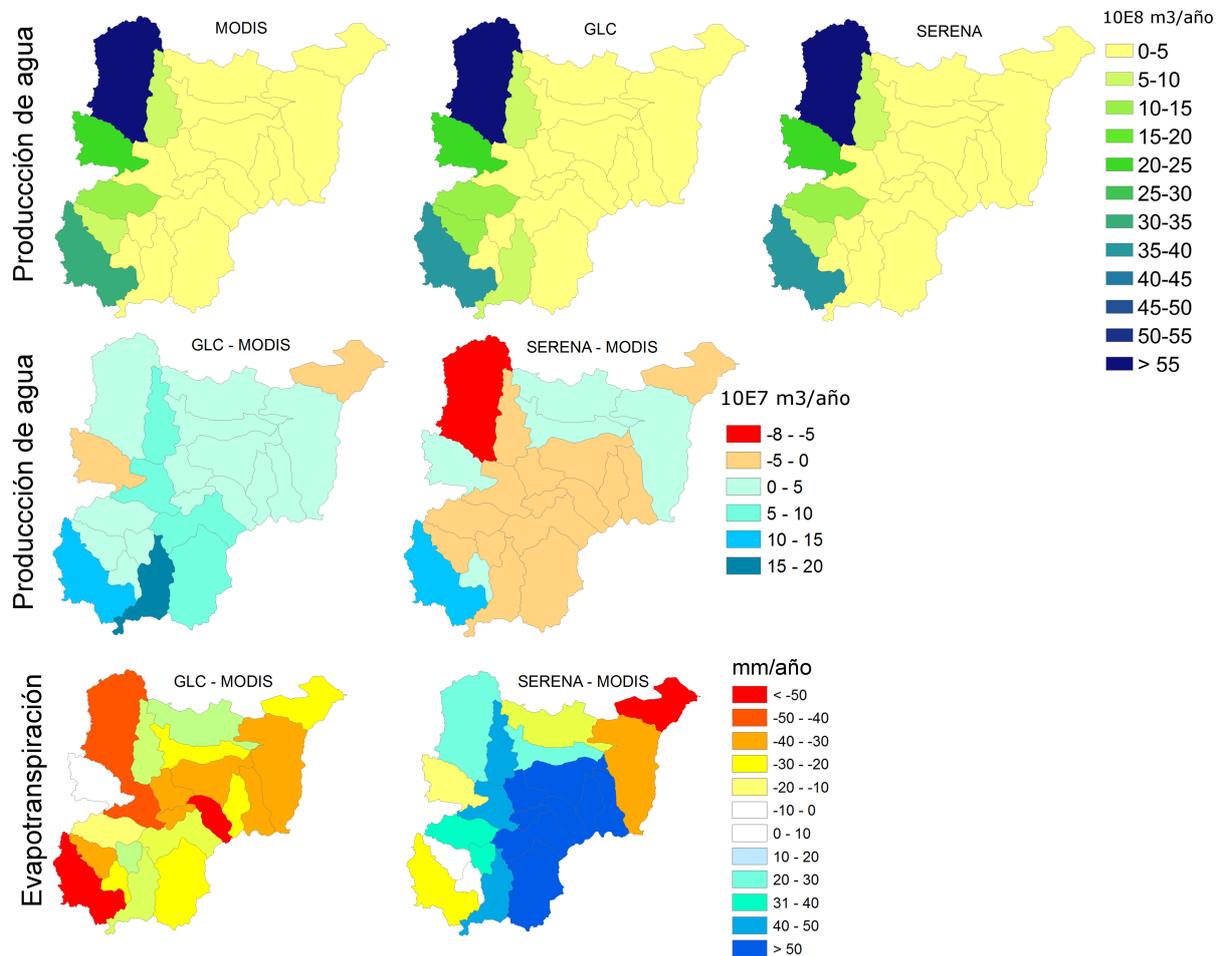


Figura 7: La producción de agua (Unidad:  $10^8 \text{m}^3 \text{año}^{-1}$ ) modelada con InVEST para diferentes bases de LULC (panel superior). Sensibilidad de la producción de agua a la base de LULC utilizada expresada como diferencia en volumen por subcuenca respecto a la base de datos MODIS (panel medio) En este caso MODIS se refiere al experimento NPCG Z15 de la Tabla III. El panel inferior muestra la sensibilidad de la evapotranspiración a la base de LULC expresada como la diferencia media para cada subcuenca con respecto a la base de datos MODIS (panel inferior).

LULC	Kc	NAHUEL HUAPI (N° 9)			ALUMINE (N°22)		PICHILEUFÚ (N° 6)	
		MODIS	GLC	SERENA	MODIS	GLC	MODIS	GLC
Cultivos	0,65	0,5	2,0	-	0,6	2,0	0,5	0,3
Pastizal Cerrado	0,65	<b>27,8</b>	0,1	0,4	<b>22,3</b>	0,1	<b>27,8</b>	-
Arbustal Cerrado	0,5	0,3	5,7	<b>34,3</b>	0,1	5,7	0,3	<b>13,2</b>
Desierto	0,1	-	2,2	-	-	2,2	-	0,0
Bosque	1	<b>43,6</b>	<b>43,1</b>	<b>45,0</b>	<b>22,1</b>	<b>43,1</b>	<b>43,6</b>	7,2
Páramo	0,6	-	<b>18,6</b>	-	-	<b>18,6</b>	-	1,8
Vegetación degradada	0,35	-	-	-	-	-	-	0,1
Pastizal Abierto	0,55	-	3,1	-	-	3,1	-	<b>15,1</b>
Arbustal Abierto	0,4	10,1	2,5	-	<b>51,4</b>	2,5	10,1	2,3
Mallines	1	0,5	0,2	-	0,5	0,2	0,5	0,5
Hielo / Nieve	0,4	0,3	0,2	0,1	-	0,2	0,3	-
Estepa Desértica	0,3	-	9,4	-	-	<b>9,4</b>	-	<b>57,9</b>
Urbano	0,1	1,5	0,1	0,5	0,1	0,1	1,5	
Agua	1	<b>14,0</b>	<b>12,4</b>	<b>16,6</b>	1,6	<b>12,4</b>	<b>14,0</b>	0,4
Suelo Desnudo	0,2	0,3	-	2,5	0,2	-	0,3	-
Sabana	0,7	0,4	-	-	0,6	-	0,4	-
<b>KC PONDERADO</b>		<b>0,82</b>	<b>0,77</b>	<b>0,8</b>	<b>0,65</b>	<b>0,62</b>	<b>0,51</b>	<b>0,43</b>

Tabla IV: Porcentaje de la superficie que ocupa cada categoría de LULC de cada base de datos considerada (MODIS, GLC, SERENA), en las tres subcuencas que presentan mayor sensibilidad. Kc es el coeficiente de evapotranspiración de la planta relacionada a cada categoría de LULC. El Kc ponderado fue calculado a partir del área que considera cada base de datos de cada categoría de LULC.

la base de datos de precipitación NPCG y  $Z=15$  el error es inferior al 10 %.

En la Estación Nahuel Huapi, (cierre de la subcuenca N°9, Figura 1) los errores son inferiores al 10 % para las bases de datos de precipitación TRMMv7 y NPCG en combinación con valores de  $Z \leq 15$ . Para el resto de las bases de datos de precipitación no hay valores del parámetro  $Z$  que permitan calibrar el modelo con errores inferiores al 20 %.

En los tres puntos de cierre evaluados, las simulaciones realizadas con la base de datos SERENA, en combinación con  $Z = 15$  y la base de precipitación NPCG, son las que presentan los desvíos más bajos (Figura 8), reduciendo el error en comparación con MODIS.

En síntesis, con la base de LULC SERENA, la base de precipitación NPCG, y el valor del parámetro ecohidrológico  $Z = 15$ , se obtiene un buen desempeño del modelo, con errores inferiores al 10 % en los tres puntos de cierre evaluados.

#### 4. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Considerando la producción de agua como uno de los servicios ecosistémicos hidrológicos más relevantes, se buscó en este trabajo evaluar la capacidad del modelo InVEST para simular dicho servicio en la Cuenca del Río Limay. En particular, se estudió la sensibilidad a los insumos del modelo que mayor incerteza

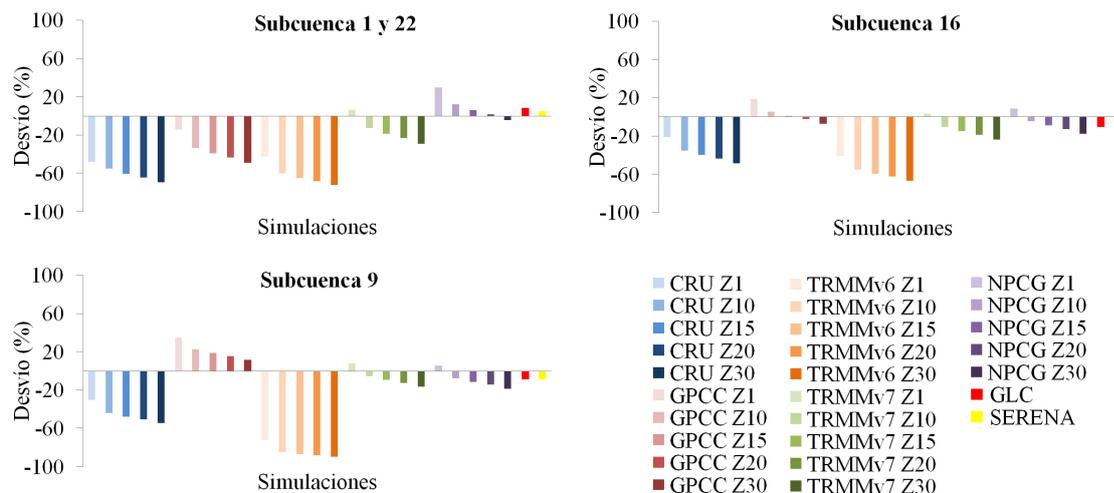


Figura 8: Desvío (%) entre la producción de agua anual modelada y los datos de caudal en los tres puntos de cierre para los diferentes experimentos. La comparación fue realizada como se explica en la metodología.

introducen en la simulación de la producción de agua: bases de datos de precipitación, bases de datos de uso/cobertura del suelo y; parámetro ec hidrológico Z. Posteriormente se realizó un análisis de calibración con datos de caudal medidos in situ.

Las simulaciones realizadas con las diferentes bases de datos de precipitación exhiben en general el mismo patrón espacial de producción de agua, evidenciando que las subcuencas que mayor agua producen son Aluminé y la subcuenca Nahuel Huapi. La rama norte de la cuenca del Río Limay es la que aporta más del 60 % de la producción de agua total de la cuenca.

Sin embargo, la magnitud de la producción de agua simulada con InVEST tiene una importante incerteza asociada a las diferencias entre las bases de datos de precipitación. Las bases de datos globales o cuasi-globales de precipitación presentan baja resolución espacial y muestran errores muy marcados en regiones con fuerte gradiente de precipitación y con baja densidad de datos meteorológicos, como ocurre en la cabecera de cuenca del Río Limay. En esta cuenca, cada una de las bases de precipitación utilizadas posiciona el gradiente y el máximo

de precipitación en diferentes zonas de la cabecera de cuenca, lo que se traduce en errores relevantes en la producción de agua simulada. Resultados similares se encontraron en la Cuenca del Río Chubut (Pessacg y otros 2015), evidenciando las fuertes limitaciones asociadas al uso, sin evaluación previa, de bases de datos de precipitación globales en estudios de modelado de servicios ecosistémicos hidrológicos en las cuencas patagónicas.

Con la base de datos de precipitación NPCG, generada para la región Patagonia norte con una mayor densidad de datos de precipitación, se obtuvieron resultados muy satisfactorios, calibrados con datos de caudal en tres puntos de cierre dentro de la cuenca.

El análisis de sensibilidad al parámetro Z mostró que la producción de agua es más sensible a cambios en los valores de Z pequeños que a cambios en los valores de Z mayores, asociado a la forma de la ecuación de Budyko en la que se basa este modelo y que permite relacionar la evapotranspiración con la precipitación (Zhang y otros 2004).

Las bases de datos de LULC consideradas

presentan diferencias importantes entre sí en algunas regiones, pero sólo las diferencias ubicadas en la cabecera de cuenca impactan en la simulación de la producción de agua. En los tres puntos de cierre, la simulación realizada con la base de datos SERENA reduce el desvío respecto a MODIS.

El valor de  $Z=15$  calculado con la ecuación de Donohue, en combinación con la base de datos de precipitación NPCG, y la base de LULC SERENA permite un buen desempeño del modelo y calibración en los tres puntos de cierre considerados con errores en la producción de agua simulada inferiores al 10 %.

Estos resultados evidencian la importancia de contar con bases de datos regionales, en este caso particular de precipitación y uso/cobertura de suelo, con mayor resolución espacial, densidad de datos, y categorías más representativas de la zona a estudiar que permitan simular procesos hidrológicos con mayor precisión.

En su conjunto, los resultados muestran que el rango de errores introducido en la simulación de producción de agua en los tres puntos de cierre considerados debido a las bases de precipitación está en el orden de -90 % a 20 % (en combinación con  $Z=15$ ); el rango de errores a las bases de LULC está en el orden de -12 % a 8 %, y el rango de errores al parámetro  $Z$  está en el orden de -20 % a 30 % (en combinación con la base de datos de precipitación NPCG).

El impacto en la simulación de la producción de agua de las diferencias en evapotranspiración (asociadas al uso de diferentes bases de LULC) es menor que el impacto de las diferencias en precipitación. Sin embargo, en las cabeceras de cuenca los cambios en la evapotranspiración generan impactos relevantes en la producción de agua simulada. Esto es importante ya que en estas regiones, posibles escenarios de cambio en la cobertura de suelo (como deforestación o reforestación) podrían modificar fuertemente la producción de agua de toda la cuenca.

Otro aspecto a destacar es que los rangos de errores que se pueden introducir al modelar SEH demuestran la necesidad de realizar análisis de sensibilidad y calibración para su aplicación en cada región y previo a su utilización en la toma de decisiones.

Finalmente, es interesante notar que el 40 % de esta cuenca está protegida por dos grandes Parques Nacionales, el Parque Nacional Nahuel Huapi y el Parque Nacional Lanin. Ambos parques, están situados en la cabecera de la cuenca, coincidente con las regiones donde se da la mayor producción de agua. Por lo que además del rol fundamental que cumplen los Parques Nacionales en conservar áreas representativas de una región fitozogeográfica en su estado natural, en esta cuenca indirectamente están protegiendo el servicio ecosistémico de producción de agua (cantidad y calidad de agua) y los bienes asociados (producción de energía hidroeléctrica, turismo y pesca recreativa, etc).

Agradecimientos: Este trabajo fue financiado por la Red para la Conservación de los Ecosistemas Fluviales de la Patagonia (CONICET y The Nature Conservancy), Resolución 3213/2, y por el Proyecto PICT-2014-1890

## REFERENCIAS

- Allen, R.G., Pereira, L.S., Raes, D. and Smith, M., 1998: Crop evapotranspiration. Guidelines for computing crop water requirements. FAO Irrigation and Drainage Paper 56. Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome, Italy. Available at: <http://www.fao.org/docrep/x0490e/x0490e00.htm>
- Balvanera, P., Uriarte, M., Almeida-Leñero, L., Altesor, A., DeClerck, F., Gardner, T., Hall, J., Lara, A., Lateral, P., Peña-Claros, M., Silva Matos, D.M., Vogl, A.L., Romero-Duque, L.P., Arreola, L.F., Caro-Borrero, Á.P., Gallego, F., Jain, M., Little, C., de Oliveira, X. R., Paruelo, J.M., Peinado, J.E., Poorter, L., Ascarrunz,

- N., Correa, F., Cunha-Santino, M.B., Hernández-Sánchez, A.P. y Vallejos, M., 2012: Ecosystemservicesresearch in LatinAmerica: Thestate of the art. *Ecosyst. Serv.* 2, 56–70.
- Bianchi, E., Villalba, R., Viale, M. Couvreur FyMarticorena R., 2016: New precipitation and temperature grids for northern Patagonia: Advances in relation to global climate grids. *J Meteorol Res*, 30: 38. doi:10.1007/s13351-015-5058-y
- Blanco, P.D., Colditz, R.R., López, G., et al, 2013: Remote Sensing of Environment A land cover map of Latin America and the Caribbean in the framework of the SERENA project. *Remote Sensing of Environment* 132:13-31
- Blanco, P.D., Metternicht, G.I., Del Valle, H.F., Hardtke, L.A. y Bouza, P.J., 2015: A remote sensing and fuzzy multi-objective linear programming approach to model impact of land management decisions on ecosystems services of rangelands. *International Geoscience and Remote Sensing Symposium (IGARSS)* 3369-3372
- Broxton, P.D., Zeng, X., Sulla-Menashe, D. y Troch, P.A., 2014: A Global Land Cover Climatology Using MODIS Data. *J. Appl. Meteor. Climatol.*, 53, 1593–1605. doi: <http://dx.doi.org/10.1175/JAMC-D-13-0270.1>
- Budyko, M.I., 1974: *Climate and Life*. Academic, San Diego, CA, USA, pp. 321–330 (translated from Russian by: Miller, D. H.)
- Carreño, L., Frank, L.C. y Viglizzo, E.F., 2012: Tradeoffs between economic and ecosystem services in Argentina during 50 years of land-use change. *Agriculture, Ecosystems & Environment* 154, 68–77. Donohue, R.J., Roderick, M.L. y McVicar, T.R., 2012: Roots, storms and soil pores: incorporating key ecohydrological processes into Budyko's hydrological model. *J. Hydrol.* 436–437, 35–50.
- Eva, H.D, de Miranda E.E., Di Bella C.M., Gond, V., Huber, O., Sgrenzaroli, M., Jones, S., Coutinho, A., Dorado, A., Guimares M., Elvidge C., Achard F., Belward A.S., Bartholom E., Baraldi A., De Grandi G., Vogt P., Fritz S. y Hartley A., 2003: The Land Cover Map for South America in the Year 2000. GLC2000 database, European Commision Joint Research Centre. <http://www-gem.jrc.it/glc2000>.
- García Asorey, M., Flaherty, S., Liberoff, A., Aigo, J.; Pascual, M., 2015: Validación del Uso de la Red Social “flickr” para la caracterización del Turismo y Recreación en Patagonia. IV Congreso Internacional de Servicios Ecosistémicos en los Neotrópicos: de la investigación a la acción. 30 de septiembre al 3 de octubre 2015. Mar del Plata, Argentina. Garreaud, R., Lopez, P., Minvielle, M., Rojas, M., 2013: Large-scale control on the Patagonian climate
- Hamel, P. y Guswa, A. J., 2015: Uncertainty analysis of a spatially-explicit annual waterbalance model: case study of the Cape Fear catchment, NC. *Hydrol. Earth Syst. Sci. Discuss.* 19, 839–853.
- Huffman, G.J., Adler, R.F., Bolvin, D.T., Gu, G., Nelkin, E.J., Bowman, K.P., Hong, Y., Stocker, E.F. y Wolff, D.B., 2007: The TRMM multi-satellite precipitation analysis: quasi-global, multi-year, combined-sensor precipitation estimates at fine scale. *J. Hydrometeorol.* 8 (1), 38–55.
- Huffman, G.J., 2012: Algorithm Theoretical Basis Document (ATBD) Version 3.0 for the NASA Global Precipitation Measurement (GPM) Integrated Multi-satellitE Retrievals for GPM (I-MERG). GPM Project (Greenbelt, MD, 29 pp.) (Available at [http://pmmdev.pps.eosdis.nasa.gov/sites/default/files/document\\_files/](http://pmmdev.pps.eosdis.nasa.gov/sites/default/files/document_files/)).
- Insel, N., Poulsen, C. y Ehlers, T., 2009: Influence of the Andes Mountains on South American moisture transport, convection, and precipitation. *Clim. Dyn.* <http://dx.doi.org/10.1007/s00382-009-0637-1>.
- Junzhi, L., A-Xing, Z. y Duan, Z., 2012: Evaluation of TRMM 3B42 Precipitation product using rain gauge data in Meichuan Waterhshed, Poyang Lake Basin, China. *J. Resour. Ecol.* 3 (4), 359–366.
- Kaptué Tchuenté A.T., Roujean J.L., De Jong S.M., 2011: Comparison and relative quality assessment of the GLC2000, GLOBCOVER,

- MODIS and ECOCLIMAP land cover data sets at the African continental scale, *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, 13(22) 207-219, doi.org/10.1016/j.jag.2010.11.005.
- Lascano M, 2007: Dónde y cómo se mide la nieve en los Andes. *Contribuciones Científicas GAEA (Sociedad Argentina de Estudios Geográficos)* 19,267-279
- Laterra, P., Jobbágy, E. y Paruelo, J., 2011: Valoración de Servicios Ecosistémicos. Conceptos, herramientas y aplicaciones para el ordenamiento territorial. Ediciones INTA, Buenos Aires, Argentina. Laterra P, Castellarini F, Orúe ME ECOSER: Un protocolo para la evaluación biofísica de servicios ecosistémicos y la integración con su valor social. *Valorac. Serv. Ecosistémicos Conceptos Herram. Apl. Para El Ordenamiento Territ.* Ediciones INTA 359–390
- Martínez, S., 2002: Cuenca del río Limay. Cuenca N° 63. Atlas digital de los recursos hídricos superficiales de la República Argentina. Disponible en [www.hidricosargentina.gov.ar](http://www.hidricosargentina.gov.ar)
- Mendoza, G., Ennaanay, D., Conte, M., Walter, M.T., Freyberg, D., Wolny, S., Hay, L., White, S., Nelson, E. y Solorzano, L. 2011: Water supply as an ecosystem service for hydropower and irrigation. En: Kareiva, P., Tallis, H., Ricketts, T., Daily, G. y Polasky, S. (Eds.), 2011: *Natural capital, theory and practice of mapping ecosystem services Biology.* Oxford University Press. Millennium Ecosystem Assessment, 2005: *Ecosystems and Human Well-being: Synthesis.* Island Press, Washington, DC.
- Milly, P., 1994: Climate, soil-water storage, and the average annual water-balance. *Water Resour. Res.* 30 (7), 2143–2156. <http://dx.doi.org/10.1029/94WR00586>.
- Mitchell, T.D. y Jones P. D., 2005: An improved method of constructing a database of monthly climate observations and associated high-resolution grids. *Int J Climatology* vol. 25. Royal Meteorological Society, pp. 693–712. <http://dx.doi.org/10.1002/joc.1181>.
- Paruelo, J.M., Golluscio, R.A., Guerschman, J.P., Cesa, A., Jouve, V.V. y Garbulsky, M.F., 2004: Regional scale relationships between ecosystem structure and functioning: the case of the Patagonian steppes. *Global Ecol. Biogeogr.* 13,385-395
- Paruelo, J., Jobbágy, E.G., Laterra, P., Dieguez, H., García Collazo, A. y Panizza, A., (Eds), 2015: *Ordenamiento Territorial Rural. Conceptos, métodos y experiencias.* FAO – MINAGRI – FAUBA, <http://www.fao.org/3/a-i4195s.pdf>.
- Pessacg, N., Flaherty, S., Brandizi, L., Solman, S. y Pascual, M., 2015: Getting water right: a case study in water yield modelling based on precipitation data. *Science of the Total environment* 537, 225–234
- Redhead, J.W., Stratford, C., Sharps, K., Jones, L., Ziv, G., Clarke, D., Oliver, T.H. y Bullock, J.M., 2016: Empirical validation of the InVEST water yield ecosystem service model at a national scale. *Sci Total Environ.*
- Salio, P., Hobouchian, M.P., GarcíaSkabar, Y. 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
- Sánchez Brito, I., Almendarez Hernández, M.A., Morales Zárate, M.V. y Salinas Zavala, C.A., 2013: Valor de existencia del servicio ecosistémico hidrológico en la Reserva de la Biosfera Sierra La Laguna, Baja California Sur, México. *Frontera Norte*, Vol 25, N° 50, 97-129
- Schneider, U., Becker, A., Finger, P., Meyer-Christoffer, A., Rudolf, B. y Ziese, M., 2011: GPCP Full Data Reanalysis Version 6.0 at 0.5°: Monthly Land Surface Precipitation From Rain-Gauges Built on GTS-based and Historic Data. [http://dx.doi.org/10.5676/DWD\\_GPCP/FD\\_M\\_V6\\_050](http://dx.doi.org/10.5676/DWD_GPCP/FD_M_V6_050).
- Sharp, R., Tallis, H.T., Ricketts, T., Guerry, A.D., Wood, S.A., Chaplin-Kramer, R., Nelson, E., Ennaanay, D., Wolny, S., Olwero, N., Vigerstol, K., Pennington, D., Mendoza, G., Aukema, J., Foster, J., Forrest, J., Cameron, D., Arkema, K., Lonsdorf, E., Kennedy, C., Verutes, G., Kim, C.K., Guannel, G., Papenfus, M., Toft, J., Marsik,

- M., Bernhardt, J., Griffin, R., Glowinski, K., Chaumont, N., Perelman, A., Lacayo, M. Mandle, L., Hamel, P., Vogl, A.L., Rogers, L., and Bierbower, W. 2016. InVEST 3.2.0 User's Guide. The Natural Capital Project, Stanford University, University of Minnesota, The Nature Conservancy, and World Wildlife Fund.
- SSRH (Subsecretaría de Recursos Hídricos de la Nación – Instituto Nacional del Agua). 2011. Atlas de Cuencas y Regiones Hídricas Superficiales de la República Argentina, Versión 2010. Ministerio de Planificación Federal, Inversión Pública y Servicios, Buenos Aires.
- Vich, A.I.J., Norte, F.A. y Lauro, C., 2014: Análisis regional de frecuencias de caudales de ríos pertenecientes a cuencas con nacientes en la Cordillera de los Andes. *Meteorológica*, 39(1):3-26
- Vigerstol, K. y Aukema, J., 2011: A comparison of tools for modelling freshwater ecosystem services. *J Environmental Management*, 92:2403-2409.
- Zhang, L., Hickel, K., Dawes, W. R., Chiew, F. H. S., Western, A. W., Briggs, P. R., 2004: A rational function approach for estimating mean annual evapotranspiration. *Water Resources Research*. Vol. 40 (2)

Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo la licencia Creative Commons, que permite el uso ilimitado, distribución y reproducción en cualquier medio, siempre que la obra original sea debidamente citada.



## DISTRIBUCIÓN DE PROBABILIDADES DE LOS CAUDALES MENSUALES EN LAS REGIONES DE CUYO Y PATAGONIA (ARGENTINA). APLICACIÓN AL MONITOREO DE SEQUÍAS HIDROLÓGICAS

Juan A. Rivera<sup>1,2</sup> y Olga C. Penalba<sup>3,4</sup>

<sup>1</sup>Instituto Argentino de Nivología, Glaciología y Ciencias Ambientales, CCT-Mendoza, CONICET

<sup>2</sup>Universidad Juan Agustín Maza

<sup>3</sup>CONICET

<sup>4</sup>Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, FCEyN, UBA

(Manuscrito recibido el 16 de marzo de 2017, en su versión final el 14 de julio de 2017)

### RESUMEN

El índice de caudal estandarizado (ICE) se desarrolló siguiendo los lineamientos teóricos del índice de precipitación estandarizado (IPE) para el monitoreo y la comparación de patrones espaciales y temporales de las condiciones hidrológicas considerando como variable de entrada los caudales mensuales. Un paso fundamental para su cálculo consiste en seleccionar la distribución de probabilidades que mejor ajuste las frecuencias de caudales observados. En ese sentido, en este trabajo se comparan 6 distribuciones de probabilidades (gamma, lognormal II, Pearson III, Weibull, logística y loglogística) ampliamente utilizadas para la representación de variables hidrológicas, a fin de determinar la más adecuada en las cuencas hidrográficas de Cuyo y Patagonia (Argentina). Para evaluar la bondad del ajuste se consideró el estadístico de Anderson-Darling (AD), el cual brinda la rigurosidad estadística necesaria para el análisis de eventos extremos. Se brindan recomendaciones considerando los ajustes evaluados mediante el estadístico AD y el análisis de la normalidad de las series de ICE, considerando que ninguna de las distribuciones seleccionadas resultó adecuada en todas las cuencas y meses del año. Estos resultados destacan el uso de la distribución lognormal II para la representación de los caudales mensuales en la región de Cuyo y el análisis de sequías hidrológicas en base a esta distribución. En el caso de la región de Patagonia, se destaca la distribución loglogística como la más adecuada para el ajuste a los caudales mensuales. No obstante, se observó que las series de ICE estimadas a partir de esta distribución poseen sesgos en su valor medio, desvío estándar y porcentaje de meses bajo condiciones de sequía. Estos factores pueden afectar su calidad para el monitoreo de sequías hidrológicas en Patagonia. Por lo tanto, se recomienda el uso de la distribución lognormal II para la representación de los caudales mensuales sobre el área de estudio y su aplicación al monitoreo de sequías hidrológicas.

*Palabras clave: índices estandarizados, caudal, distribución de probabilidades, ríos Andinos.*

## PROBABILITY DISTRIBUTION OF MONTHLY STREAMFLOWS OVER CUYO AND PATAGONIA REGIONS (ARGENTINA). HYDROLOGICAL DROUGHT MONITORING APPLICATION

### ABSTRACT

The standardized streamflow index (SSI) was developed following the theoretical concept of the standardized precipitation index (SPI) for monitoring and comparison of spatial and temporal patterns of the hydrological conditions, considering monthly streamflows as input variable. A fundamental step for its calculation is to select the probability distribution that best fits the frequencies of observed streamflows. This work compares 6 widely used probability distributions (gamma, lognormal II, Pearson III, Weibull, logistic and loglogistic) for the representation of hydrological variables in order to determine the most adequate over the watersheds of Cuyo and Patagonia (Argentina). The Anderson-Darling (AD) test was considered to evaluate the goodness of fit, which guarantees rigorous testing for extreme events analysis. Recommendations are given considering the fits based on the AD statistics and the analysis of the normality of the SSI time series, considering that none of the analyzed distributions were adequate in all the basins and months of the year. These results highlight the use of the lognormal II distribution for the representation of monthly streamflows in the Cuyo region and the assessment of hydrological droughts based on this distribution. In the case of Patagonia region, the loglogistic distribution is the most adequate for the representation of the monthly streamflows. However, it was observed that the SSI time series based on this distribution have biases in their mean values, standard deviation and percentage of months under drought conditions. These factors may affect their quality for the monitoring of hydrological droughts over Patagonia. Therefore, it is recommended the use of the lognormal II distribution for the representation of monthly streamflows over the study area and its application to the monitoring of hydrological droughts.

*Keywords: standardized indices, streamflow, probability distribution, Andean rivers.*

### 1. INTRODUCCIÓN

El uso de índices estandarizados para caracterizar condiciones de sequía se ha incrementado en los últimos años, lo cual es evidente desde el punto de vista científico –en un enfoque de investigación conceptual de los índices- como desde el aspecto operativo –como herramienta para asistir la toma de decisiones en el sector agrícola y el manejo de recursos hídricos- (Hayes et al., 2011; Kumar et al., 2016; <http://spi-support.blogspot.com>). Conceptualmente, estos índices representan la cantidad de desviaciones estándares a partir de la cual el valor de una variable –típicamente precipitación- se encuentra por encima o por debajo del promedio climatológico de una

ubicación particular. El índice de precipitación estandarizado (IPE, McKee et al., 1993), pionero entre los índices estandarizados y uno de los más utilizados a nivel mundial, fue desarrollado con el fin de definir y monitorear sequías meteorológicas. Entre sus ventajas se destacan su flexibilidad –puede calcularse en diversas escalas temporales-, simplicidad –solo necesita datos de precipitación para su obtención- y que puede ser comparado entre regiones con características climáticas distintas (Hayes et al., 1999; Mishra y Singh, 2010). Guttman (1998) recomendó que el IPE sea utilizado como índice de sequía primario, dado que su interpretación es simple en un sentido probabilístico y consistente a nivel espacial, con lo cual puede ser utilizado en análisis de riesgo y para la toma de decisiones. Si bien

permite el monitoreo de condiciones húmedas y secas, se ha utilizado mayormente para el análisis de condiciones de sequía meteorológica. La Organización Meteorológica Mundial (OMM, 2006) considera al IPE un indicador clave para la caracterización de sequías, siendo este recomendado por la declaración de Lincoln sobre índices de sequía (OMM, 2009; Hayes et al., 2011; OMM, 2012) para su uso por los Servicios Meteorológicos e Hidrológicos Nacionales a nivel global.

McKee et al. (1993) sugirió que los datos de entrada para identificar condiciones de sequía pueden incluir humedad de suelo, flujo de aguas subterráneas, nieve, caudales y niveles de reservorios. A partir de esto, numerosos índices surgieron en la literatura científica como extensión del IPE, principalmente para el monitoreo de sequías en los distintos componentes del ciclo hidrológico. Pueden mencionarse el índice de precipitación y evapotranspiración estandarizado (SPEI por sus siglas en inglés, Vicente-Serrano et al., 2010); el índice estandarizado de lluvia y derretimiento de nieve (SMRI por sus siglas en inglés, Staudinger et al., 2014); el índice estandarizado de nivel de agua subterránea (SGI por sus siglas en inglés, Bloomfield y Marchant, 2013) y el índice de caudal estandarizado (ICE, Vicente-Serrano et al. 2012). Este último índice puede encontrarse en la literatura con variantes como el índice de escurrimiento estandarizado (SRI por sus siglas en inglés, Shukla y Wood, 2008), que utiliza valores de caudales simulados; el índice de sequía de caudal (SDI por sus siglas en inglés, Nalbantis y Tsakiris, 2009) o el índice de flujo estandarizado (SQI por sus siglas en inglés, Amor et al., 2009).

Dentro de los índices estandarizados utilizados en el sur de Sudamérica (SSA), el IPE se destaca por sobre todos los anteriormente mencionados. Penalba y Rivera (2015) mostraron que es el índice más adecuado para el monitoreo y análisis de sequías meteorológicas. Su uso en el SSA en estudios de proyecciones futuras de sequías (Penalba y Rivera 2013; 2016a; Carril et al., 2016), análisis de tendencias y

variabilidades espacio-temporales (Lovino et al., 2014; Vicente-Serrano et al., 2015), análisis regional de sequías (Portela et al., 2015) y su relación con eventos El Niño/La Niña (Báez Benitez y Monte Domecq, 2014; Penalba y Rivera, 2016b) confirma su preferencia frente a otros índices estandarizados. No obstante, en función de la disponibilidad de registros mensuales de las variables necesarias para la obtención de los índices estandarizados (SPEI, SMRI, SGI, ICE), puede concluirse que el ICE es el que cuenta con mayores perspectivas de uso. Esto se debe a la gran cantidad de aforos que miden los caudales en diversas cuencas del SSA y particularmente en Argentina. Teniendo en cuenta la aceptación obtenida por el IPE, es esperable que la interpretabilidad de los resultados obtenidos a través del ICE resulte familiar tanto por investigadores, encargados de los recursos hídricos y agencias regionales y nacionales. No obstante, muy pocos estudios en el SSA utilizaron el ICE para la caracterización de sequías desde el punto de vista hidrológico. Bianchi et al. (2017) utilizaron el ICE para identificar las relaciones entre la laguna de Llanquihue (ubicada al sur de la provincia de Mendoza, Argentina) y las fluctuaciones de los caudales del río Malargüe. Nuñez et al. (2014) analizaron el efecto de la variabilidad multidecadal en la aplicabilidad del ICE sobre el centro-norte de Chile. En la misma región, Rangelcroft et al. (2016) cuantificaron la influencia antropogénica en el desarrollo de sequías hidrológicas a través del método de umbral diario y el ICE. Por último, Rivera y Penalba (2017) utilizaron el ICE para realizar un análisis espacio-temporal de los eventos de sequías en 46 cuencas del SSA, cuantificando los principales eventos de sequía hidrológica entre 1961 y 2006 y las tendencias en el ICE.

Para la obtención de cualquiera de los índices estandarizados mencionados anteriormente, las series de la variable hidrometeorológica en cuestión deben ajustarse a una distribución de probabilidades teórica que represente sus variaciones en la región y período de estudio. Luego, esta distribución se transforma a una

distribución normal con media cero y desvío estándar unitario (Van Loon, 2015). La selección de una distribución de probabilidades que describa el comportamiento de las variables hidrometeorológicas implica una decisión clave para la obtención de cualquiera de los índices estandarizados. Esto posee un impacto significativo en los valores de los índices estandarizados (Van Loon, 2015); por ejemplo, una distribución de probabilidades inapropiada puede dar como resultado un sesgo en los valores de los índices, exagerando o minimizando la severidad de la sequía (Sienz et al., 2012). En el caso de los caudales mensuales, la aplicación del ICE requiere una evaluación del ajuste a diversas distribuciones de probabilidades. Si bien existen algunos estudios que llevan a cabo esta comparación, constituyen apenas una pequeña proporción entre los trabajos que tienen como objetivo el correcto uso del ICE. En este sentido puede mencionarse a Vicente-Serrano et al. (2012), quienes compararon 6 distribuciones de 3-parámetros (lognormal, Pearson III, loglogística, GEV, Pareto y Weibull) para la representación de los caudales mensuales en la cuenca del río Ebro (España). Tabari et al. (2013) compararon las distribuciones lognormal, exponencial y uniforme en el noroeste de Irán, obteniendo que la distribución lognormal fue la que mayor cantidad de ajustes significativos brindó. Soláková et al. (2014) utilizaron enfoques paramétricos y no-paramétricos a fin de ajustar los caudales mensuales en Italia a 9 distribuciones de probabilidades. Este tipo de evaluaciones no ha sido realizada en el SSA, considerando su aplicación al monitoreo de sequías hidrológicas mediante índices estandarizados. Típicamente, el ajuste a distribuciones de probabilidades a variables hidrológicas fue realizado para la estimación de períodos de retorno de caudales anuales y estacionales en base al análisis regional de frecuencias (Vich et al., 2014), con fines de diseño para el modelado de caudales máximos o volúmenes máximos (Paoli y Cacik, 2000; Ganancias Martínez, 2010; Paoli, 2010) o el análisis de caudales mínimos (Finkler et al., 2015; Lauro, 2017). En cuanto a trabajos que realizaron ajustes de caudales mensuales a distribuciones

de probabilidad pueden mencionarse a Rivera y Penalba (2017), que utilizaron la distribución gamma para el análisis de sequías hidrológicas en 53 cuencas del SSA; y Vicario (2008), quien realizó el ajuste de los caudales mensuales aportados al Dique San Roque mediante la distribución lognormal. Esta distribución también aparece como la más adecuada para la representación de los caudales anuales en los ríos Andinos (Carletto et al., 1987).

Los ríos con nacientes en la Cordillera de los Andes, alimentados por el derretimiento nival y las lluvias, juegan un papel importante en el desarrollo social y económico de las regiones de Cuyo y Patagonia, Argentina. Particularmente en el caso de Patagonia, diversos emprendimientos hidroeléctricos proveen una parte significativa de la energía eléctrica generada en Argentina (Seoane et al., 2005). Por otro lado, en la región de Cuyo la agricultura es la actividad económica dominante, la cual sólo es posible mediante irrigación (Montaña et al., 2016). En este sentido, esta región es la que posee la mayor superficie irrigada de Argentina (Morábito et al., 2009), la cual se destina principalmente para la producción de vino (Castex et al., 2015). En vista de los impactos asociados a los períodos de sequía hidrológica, el monitoreo de la variabilidad espacio-temporal de los caudales cobra vital importancia.

Considerando que cualquier distribución de probabilidades no es más que una aproximación a los datos mensuales de los caudales y que en ningún caso existirá una única distribución que ajuste de forma adecuada las observaciones en todas las estaciones, este trabajo propone: i) comparar 6 distribuciones de probabilidades ampliamente utilizadas para la representación de variables hidrológicas a fin de seleccionar una distribución de probabilidades adecuada para el cálculo del ICE en las regiones de Cuyo y Patagonia; ii) evaluar qué tan buenos resultaron los ajustes a una distribución normal luego de realizar la transformación equi-probable desde las distribuciones de probabilidades seleccionadas.

Este análisis permitirá brindar recomendaciones para el correcto uso e interpretación del ICE con énfasis en el análisis de eventos de sequía hidrológica en los ríos Andinos de Argentina.

## 2. DATOS Y METODOLOGÍAS

### 2.1. Caudales mensuales

Se utilizaron datos de caudales mensuales estimados en 28 estaciones de aforo pertenecientes a ríos con nacientes en los Andes de las regiones de Cuyo y Patagonia (31°S-44°S, Figura 1), los cuales fueron provistos por la Subsecretaría de Recursos Hídricos (<http://bdhi.hidricosargentina.gov.ar/>). El detalle de las estaciones de aforo seleccionadas se muestra en la Tabla I, las cuales poseen registros que comienzan entre 1903 y 1973 y corresponden a ríos que contribuyen a las cuencas de los ríos Colorado y Negro, cuenca del océano Atlántico sur y cuenca del océano Pacífico (Figura 1). El período común 1975-2014 (40 años) se seleccionó en función de la disponibilidad, calidad y distribución espacial de los datos, con el fin de obtener los ajustes a las distribuciones de probabilidad. Las series de caudales diarios fueron sometidas a procedimientos de control de calidad, cuyos datos faltantes en ningún caso superaron el 3% del total de las series temporales. Estos datos fueron rellenados con caudales estimados en secciones de aforos cercanas siguiendo las recomendaciones de la Organización Meteorológica Mundial (2008). Si bien existen emprendimientos hidroeléctricos importantes en algunas de las cuencas consideradas, la información utilizada no se ve afectada dado que las estaciones de aforo se ubican río arriba de los mismos. Además, no existen otras actividades humanas que puedan afectar las mediciones de los caudales.

Investigaciones previas han evidenciado que las variaciones temporales de los caudales en las cuencas de Cuyo y Patagonia muestran patrones contrastantes. Por ejemplo, Compagnucci y Araneo (2005) utilizaron el método de análisis de

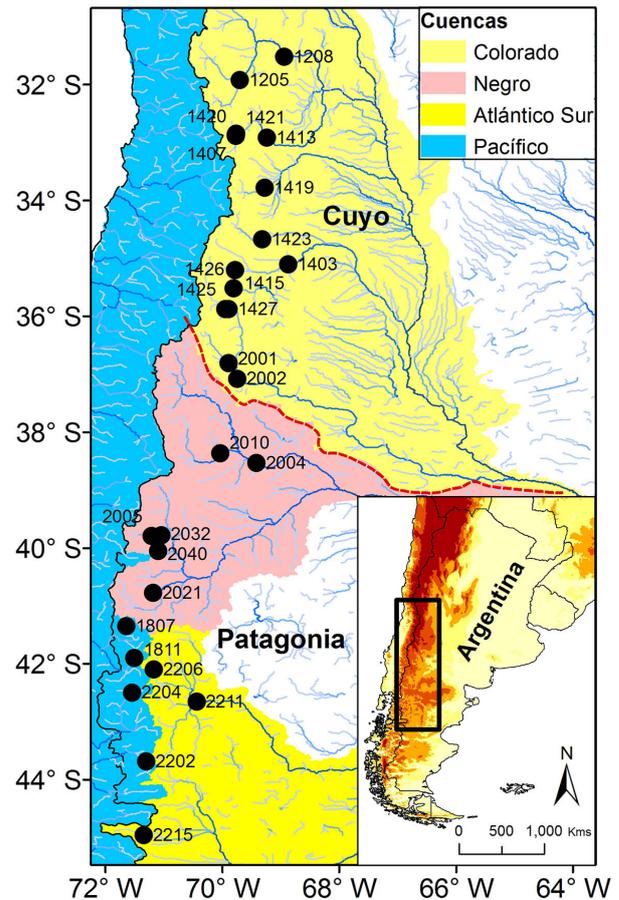


Figura 1: Área de estudio con las principales cuencas hidrográficas y distribución espacial de las estaciones de medición de caudales analizadas. La línea de trazos roja indica la separación entre las regiones de Cuyo y Patagonia.

componentes principales rotadas (ACPR) a fin de identificar áreas homogéneas para los caudales de los ríos andinos. Los autores obtuvieron dos regiones independientes, las cuales abarcan desde el río Jachal al río Colorado y desde el río Neuquén hasta el río Senguer. A fin de seleccionar dos estaciones representativas de la variabilidad temporal de los caudales mensuales en las cuencas de Cuyo y Patagonia, se aplicó el ACPR a las series temporales de los 28 sitios de aforo en el período 1975-2014 (resultado no mostrado). Luego se seleccionó la serie que presentó la mayor correlación con la componente principal de cada región como representativa de

ID	Río	Nombre	Lat (°S)	Lon (°O)	Altitud (msnm)	Cuenca	Caudal medio anual (m <sup>3</sup> /s)	Promedio en periodo de caudales altos (m <sup>3</sup> /s)	Promedio en periodo de caudales bajos (m <sup>3</sup> /s)	cs	$\rho_1$
1205	de los Patos	Alvarez Condarco	31,92	69,7	1923	Colorado	20,6	38,6	11,6	2,54	0,8
1208	San Juan	KM 47,3	31,52	68,94	934	Colorado	62,4	97,5	44,8	3,17	0,82
1403	Atuel	La Angostura	35,1	68,87	1302	Colorado	37,5	53,3	26,3	1,97	0,81
1407	Cuevas	Punta de Vacas	32,87	69,77	2406	Colorado	7,2	11,5	4,1	2,76	0,82
1413	Mendoza	Guido	32,92	69,24	1408	Colorado	49,6	67,3	27,3	2,01	0,79
1415	Salado	Cañada Ancha	35,2	69,78	1680	Colorado	11,1	20	6,6	2,77	0,77
1419	Tunuyán	Valle de Uco	33,78	69,27	1199	Colorado	28,9	48,4	14,9	1,75	0,81
1420	Tupungato	Punta de Vacas	32,88	69,76	2450	Colorado	24,9	48,9	12,9	1,89	0,78
1421	Vacas	Punta de Vacas	32,85	69,76	2400	Colorado	4,7	7,6	2,6	3,14	0,76
1423	Diamante	La Jaula	34,66	69,31	1500	Colorado	33,8	57,3	22,1	2,24	0,8
1425	Poti Malal	Gendarmería	35,87	69,95	1485	Colorado	7,6	12	4,4	2,62	0,79
1426	Pincheira	Pincheira	35,51	69,8	1750	Colorado	5,4	6,9	3,8	2,29	0,73
1427	Grande	La Gotera	35,87	69,89	1400	Colorado	108,2	194,5	65	1,96	0,78
1807	Manso	Los Moscos	41,35	71,64	795	Pacífico	33,9	41,9	22,8	1,08	0,56
1811	Quemquemtreu	Escuela N° 139	41,9	71,5	409	Pacífico	8,1	10,1	5,3	1,17	0,62
2001	Barrancas	Barrancas	36,8	69,89	950	Colorado	38,3	59,5	27,8	1,73	0,76
2002	Colorado	Buta Ranquil	37,08	69,75	850	Colorado	151,3	255,9	99,1	1,99	0,79
2004	Neuquen	Paso de Indios	38,53	69,41	498	Negro	295,5	405,8	141	1,01	0,66
2005	Chimehuin	Naciente	39,79	71,21	875	Negro	62,6	84,8	31,6	0,99	0,64
2010	Agrio	Bajada del Agrio	38,37	70,03	660	Negro	79,1	112	46,1	0,95	0,65
2021	Cuyín Manzano	Cuyín Manzano	40,77	71,18	675	Negro	9,9	13,2	3,4	2,56	0,41
2032	Malleo	Malleo	39,77	71,04	800	Negro	34,1	52	16,2	1,46	0,63
2040	Quilquihue	Junín de los Andes	40,05	71,1	750	Negro	31,2	45	11,8	1,03	0,62
2202	Carrenleufú	La Elena	43,68	71,3	783	Pacífico	32,7	38	22,1	0,56	0,66
2204	Carrileufú	Chollila	42,5	71,54	532	Pacífico	47,3	54,6	37,1	2,12	0,44
2206	Chubut	El Maiten	42,1	71,17	680	Atlántico	19,7	26,8	9,8	1,27	0,59
2211	Gualjaina	Gualjaina	42,61	70,38	480	Atlántico	12,9	20,9	4,9	2,07	0,61
2215	Senguer	Nacimiento	44,95	71,34	925	Atlántico	34,6	42,3	19,4	0,74	0,63

Tabla I: Características geográficas de las estaciones de aforo utilizadas y parámetros estadísticos asociados a las series de caudales.  $cs$ : coeficiente de asimetría;  $\rho_1$ : coeficiente de autocorrelación. Período 1974-2015.

la variabilidad temporal. Este análisis determinó que la serie de caudales mensuales del río Diamante representa el comportamiento regional de los ríos de Cuyo, mientras que la serie del río Quilquihue es representativa de la región Patagónica.

La Cordillera de los Andes afecta fuertemente los patrones regionales de precipitación, interactuando con la circulación atmosférica continental y la incursión de masas de aire húmedo desde el Océano Pacífico (Rivera et al., 2017b). Al norte de 35°S, donde la altura media de los Andes es de 3500 metros, el clima muestra un régimen Mediterráneo con un marcado pico de precipitación durante el semestre frío (de abril a septiembre) y escasas precipitaciones durante el semestre cálido (octubre a marzo) (Masiokas et al., 2016). Este patrón en las precipitaciones modula el ciclo hidrológico en la región de Cuyo, el cual se muestra en la figura 2 en base a los caudales del río Diamante. El ciclo hidrológico anual muestra un máximo pronunciado durante los meses entre primavera y verano, asociado al derretimiento nivo-glacial debido al incremento en las temperaturas. Por otro lado, al sur de 35°S, la elevación media de la Cordillera de los Andes decrece a 1500 metros. Las precipitaciones son abundantes durante el invierno (>1200 mm) y escasas en verano, como consecuencia del desplazamiento norte/sur del anticiclón semi-permanente del Pacífico sur (Rivera et al., 2017b). El ciclo hidrológico de los ríos de la Patagonia (35°S-45°S) posee dos máximos anuales, como se observa en la figura 2 considerando los registros del río Quilquihue: uno de los máximos se asocia a las lluvias invernales (junio-julio) y el segundo se asocia al derretimiento nival entre primavera y comienzos de verano. La Tabla 1 incluye información sobre la estacionalidad del ciclo hidrológico considerando los promedios en períodos con caudales altos (típicamente octubre a marzo en Cuyo y junio a diciembre en Patagonia) y caudales bajos (abril a septiembre en Cuyo y enero a mayo en Patagonia).

## 2.2. Distribuciones de probabilidades y

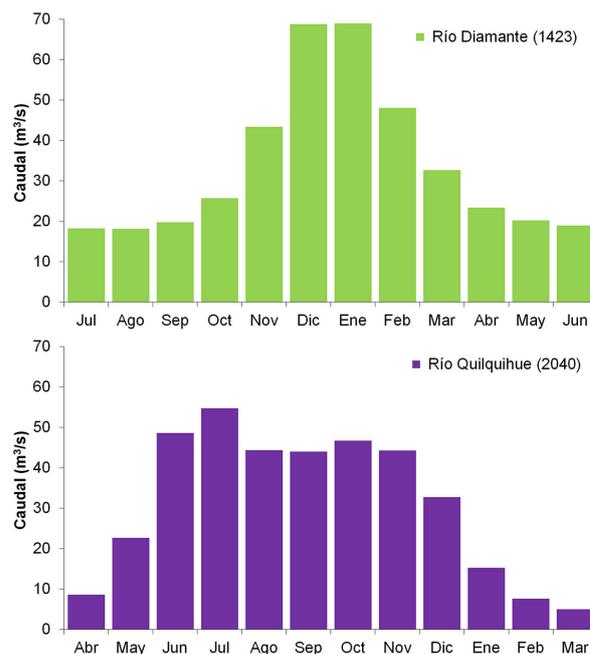


Figura 2: Ciclo hidrológico en dos cuencas representativas: río Diamante en la región de Cuyo y río Quilquihue en la región de Patagonia.

## bondad de ajuste

Para llevar a cabo este estudio, se seleccionaron 6 distribuciones de probabilidades ampliamente utilizadas para la representación de variables hidrológicas: gamma (GAM), Pearson III (PE3), lognormal (LN), loglogística (LLO), logística (LOG) y Weibull (WE), las cuales se detallan en la Tabla II. Para la estimación de los parámetros de las distribuciones se utilizó el método de máxima verosimilitud (MMV), estimando inicialmente los valores mediante momentos-L (Delignette-Muller et al., 2013). De esta forma, se combina la flexibilidad del MMV con la robustez de momentos-L (Stagge et al., 2015). Cabe mencionar que típicamente los métodos de estimación de los parámetros de las funciones de distribución requieren el cumplimiento de la hipótesis de independencia entre observaciones. Esto difícilmente se cumple dado que la mayoría de las series poseen valores de autocorrelación significativos, los cuales se muestran en la Tabla I considerando la serie completa de caudales de cada río. No obstante,

	Distribuciones	Domnio
Gamma	$f(x) = \frac{1}{\alpha^\beta \Gamma(\beta)} x^{\beta-1} e^{-x/\alpha}$ donde $\Gamma(c) = \int_0^\infty e^{-x} x^{c-1} dx$	$x > 0$
Pearson III	$f(x) = \frac{1}{a\Gamma(b+1)} \left(\frac{x-m}{a}\right)^b e^{-(x-m/a)}$	$x > 0$
Lognormal II	$f(x) = \frac{1}{\beta x \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{\log(\frac{x}{\alpha})}{\beta} \right)^2}$	$x > 0$
Loglogística	$f(x) = \frac{\lambda \kappa (\lambda x)^{\kappa-1}}{[1 + (\lambda x)^\kappa]^2}$	$x > 0$
Logística	$f(x) = \frac{\lambda^\kappa \kappa e^{\kappa x}}{[1 + (\lambda e^x)^\kappa]^2}$	$-\infty < x < \infty$
Weibull	$f(x) = \left(\frac{\beta}{\alpha}\right) x^{\beta-1} \exp\left[-\left(\frac{1}{\alpha}\right) x^\beta\right]$	$x > 0$

Tabla II: Distribuciones de probabilidades utilizadas, siguiendo la notación de Stagge et al. (2015).

la estimación de los parámetros fue realizada para cada mes del año por separado, contabilizando 12 series de 40 años, las cuales no presentaron valores de autocorrelación significativos (no mostrado). Dependiendo de la ventana de tiempo utilizada para la obtención del ICE (por ejemplo, acumulando valores de caudales durante 3, 6 o 12 meses, ver próxima sección para más detalles), podrían obtenerse series mensuales afectadas por la falta de independencia entre valores, lo cual podría tener consecuencias sobre la estimación de los parámetros de las distribuciones. Además, los parámetros podrían variar según el método elegido para su estimación, tal como se discute en los trabajos de Vicente-Serrano y Beguería (2016) y Stagge et al. (2016).

Típicamente, los caudales mensuales poseen un sesgo en su distribución de probabilidades, lo cual se verifica a través del coeficiente de asimetría (cs) en la Tabla 1. A modo de ejemplo, en la figura 3 se muestra el histograma de frecuencias para la serie de caudales de febrero de la estación 1208 (río San Juan), conjuntamente con los ajustes de las 6 distribuciones de probabilidades utilizadas. Puede observarse el sesgo positivo en el histograma de caudales, con las distribuciones GAM, PE3, LN y LLO aproximándose mejor a las frecuencias observadas respecto a las distribuciones WE y LOG (Figura 3).

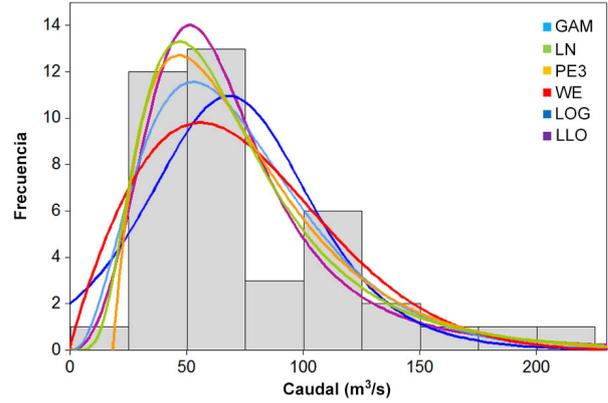


Figura 3: Histograma de frecuencias de la serie de caudales del mes de febrero en el río San Juan (1208), con el ajuste a las 6 distribuciones de probabilidades analizadas.

Estudios recientes han propuesto el uso de múltiples distribuciones de probabilidades con el propósito de calcular índices estandarizados de sequía, por ejemplo Vicente-Serrano et al. (2012) o Soláková et al. (2014). Los autores del presente trabajo consideran que el uso de diferentes distribuciones de probabilidades para el ajuste de cada serie mensual de caudales agrega complejidad para la obtención de los índices, lo cual fue destacado por Hong et al. (2015). Esto a su vez puede afectar la aceptación general del ICE por parte de los encargados del monitoreo de los recursos hídricos y la comunidad científica en general. Más aún, tal como mencionan Vicente-Serrano et al. (2012), el uso de una única distribución de probabilidades para la representación de diversas cuencas y meses requiere una alta homogeneidad entre las series de tiempo. Esto se cumple en las cuencas de Cuyo y Patagonia, donde ambas regiones presentan patrones temporales distintos y una alta coherencia regional (Compagnucci y Araneo, 2005).

A fin de evaluar la bondad de los ajustes, se utilizó el estadístico de Anderson-Darling (AD, Anderson y Darling, 1952) con un nivel de confianza de 95%. Este estadístico mide la diferencia entre las distribuciones empírica y teórica y posee una función de pesos que enfatiza

las diferencias en las colas de la distribución (Shin et al., 2012). La elección del mismo radica la superioridad del estadístico AD frente a estadísticos clásicos como el de Cramer von Mises o Kolmogorov-Smirnov (Stephens, 1976; Laio, 2004; Shin et al., 2012), lo cual resulta relevante si se desea analizar eventos extremos. Cuanto mejor es el ajuste a la distribución de los datos -más pequeña la diferencia entre la distribución observada y la teórica-, más pequeño es el valor del estadístico AD. Según Stephens (1974), el estadístico AD se define como

$$A_n^2 = -n - \sum_{i=1}^n \frac{[\ln(F(x_i)(1 - F(x_{n+1-i})))]^{2i-1}}{n} \quad (1)$$

donde el conjunto  $x_1 < \dots < x_n$  corresponde a los datos ordenados,  $n$  es la cantidad de datos de la muestra y  $F$  es la distribución de probabilidades acumulada.

### 2.3. Índice de caudal estandarizado (ICE)

De forma análoga al IPE, el ICE representa la cantidad de desviaciones estándares a partir de la cual un valor de caudal se encuentra por encima o por debajo del promedio climatológico de una ubicación particular. Para su obtención, las series de caudales mensuales se dividen en 12 series mensuales, las cuales son ajustadas a una distribución de probabilidades teórica que represente el comportamiento de los caudales en la región de estudio. Luego, la distribución de probabilidad acumulada se transforma a una distribución normal a fin de obtener el ICE (Vicente-Serrano et al., 2012):

$$ICE = W - \frac{C_0 + C_1W + C_2W^2}{1 + d_1W + d_2W^2 + d_3W^3} \quad (2)$$

donde

$$W = \sqrt{-2 \ln(P)} \quad 0 < P \leq 0,5 \quad (3)$$

$P$  es la probabilidad de exceder un determinado valor  $x$ , y  $P = 1 - F(x)$ . Si  $P > 0,5$ ,  $P$  se reemplaza por  $1 - P$  y el signo del ICE resultante se invierte. Las constantes son  $C_0 = 2,515537$ ;  $C_1 = 0,802853$ ;  $C_2 = 0,010328$ ;  $d_1 = 1,432788$ ;  $d_2 = 0,189269$ ;  $d_3 = 0,001308$ .

Valores positivos del ICE indican caudales por encima de los valores medios, mientras que

valores negativos son característicos de períodos secos. Este índice permite identificar condiciones de sequía hidrológica extrema ( $ICE \leq -2,0$ ), severa ( $-2,0 < ICE \leq -1,5$ ) y moderada ( $-1,5 < ICE \leq -1,0$ ). A partir de estos umbrales puede obtenerse la duración de cada evento, como el período de tiempo en el que el índice estuvo por debajo del valor umbral, o su severidad, acumulando el valor del índice durante el período de sequía. El ICE fue calculado mediante el paquete SCI en R, desarrollado recientemente por Gudmundsson y Stagge (2016) y ampliamente utilizado para el cálculo de índices estandarizados. En este estudio el ICE se calculó en escala de 1 mes, no obstante puede ser calculado considerando el caudal acumulado en la escala de tiempo deseada -1, 3, 6, 12 o 24 meses-.

## 3. RESULTADOS

### 3.1. Bondad del ajuste

Inicialmente, para cada mes del año, estación de aforo y distribución seleccionada se evaluó la cantidad de ajustes significativos obtenidos. La figura 4 muestra la distribución anual de la cantidad de estaciones con ajustes significativos para cada distribución de probabilidades considerada. Puede observarse que, en términos generales, existe una supremacía de las distribuciones GAM, LN, PE3 y LLO respecto a las distribuciones WE y LOG. En este sentido, del total de los 336 ajustes realizados (12 meses x 28 estaciones), la distribución GAM presenta un 87% de ajustes significativos, la distribución LN posee un 88%, un 85% para la distribución PE3 y un 91% considerando la distribución LLO. Las distribuciones WE y LOG presentan un 63% y un 58% de ajustes significativos, respectivamente. El ciclo anual de la cantidad de estaciones con ajustes significativos permite identificar los meses en los que las distribuciones de probabilidades ajustan mejor a los caudales mensuales. Se destacan los meses de verano y primavera en las distribuciones GAM y PE3, con más de 25 estaciones con ajustes significativos; los trimestres de verano

y primavera, considerando las distribuciones WE y LOG, respectivamente; y los meses de enero a septiembre para las distribuciones LN y LLO. Además, el total de las estaciones presenta ajustes significativos durante el mes de julio a la distribución LN, mientras que esto sucede en los meses de febrero y septiembre considerando la distribución LLO (Figura 4).

Si bien en términos generales existe una mayor cantidad de ajustes significativos considerando la distribución LLO, es conveniente evaluar la calidad de los ajustes a fin de determinar si una distribución es superior a otra en determinadas regiones o épocas del año. Esto se realizó considerando los valores del estadístico AD, cuyos resultados se presentan en las figuras 5 y 6. La figura 5 muestra la cantidad de estaciones en las que cada distribución presenta el mejor ajuste a los datos –es decir, menor valor del estadístico AD- para cada uno de los meses del año. Puede observarse un patrón heterogéneo, donde resaltan las distribuciones LN y LLO como las que presentan el mejor ajuste en la mayor cantidad de estaciones y meses del año. A fin de complementar este resultado, la figura 6 muestra la distribución espacial de las distribuciones de probabilidad que mejor ajustan en cada estación y mes del año, confirmando el patrón heterogéneo. Los caudales del mes de enero son mejor representados por las distribuciones GAM y LN (Figura 5), principalmente en las estaciones ubicadas al norte de la cuenca del río Neuquén (Figura 6); en tanto durante febrero y marzo la distribución LN es la que ajusta mejor en una mayor cantidad de estaciones (Figura 5), distribuidas principalmente en la región de Cuyo (Figura 6). Durante los meses de abril, mayo y junio la distribución con mayor cantidad de estaciones con mejores ajustes es la LLO (Figura 5), con un patrón espacial que comprende principalmente las estaciones de Patagonia y el sur de Cuyo. Durante estos meses se destaca la distribución LN representando los caudales de la región de Cuyo (Figura 6). El mes de julio muestra que los mejores ajustes se dan con la distribución LN, cuya distribución espacial presenta un patrón heterogéneo que

comprende tanto ríos de Cuyo como de Patagonia (Figuras 5 y 6). El mismo resultado se obtiene considerando los caudales del mes de agosto, que son mejores representados por la distribución LLO. Existe una alta heterogeneidad en cuanto a la cantidad de estaciones con mejores ajustes a las distribuciones seleccionadas en los meses de septiembre a diciembre (Figura 5), donde las mejores distribuciones alcanzan un total de, como máximo, 10 estaciones con el mejor ajuste. Es destacable la representación de los caudales mensuales de octubre a través de la distribución WE (Figura 5), principalmente en las cuencas de la región de Cuyo (Figura 6). Considerando el total de los mejores ajustes, se obtiene que la distribución LLO es la que brinda una mayor cantidad de ajustes, totalizando 106 ajustes significativos del total de 336 posibles, seguida por la distribución LN con 101 ajustes significativos. El resto de los mejores ajustes corresponden a las distribuciones WE (45), GAM (35), PE3 (34) y LOG (15). Teniendo en cuenta las regiones homogéneas obtenidas por Compagnucci y Araneo (2005) considerando los caudales de las cuencas de Cuyo y Patagonia, es posible recomendar una distribución de probabilidades para cada una de las regiones. En este sentido, se obtiene que la distribución LN es la que mejores ajustes provee en la región de Cuyo, mientras que la distribución LLO es la más adecuada para la representación de los caudales mensuales en la Patagonia. Ambos resultados se verifican en la figura 6.

### 3.2. Normalidad en las series de ICE

Una vez encontradas las distribuciones de probabilidad que mejor ajustan a los caudales mensuales en el área de estudio, se obtuvieron las series de ICE en escala de 1 mes. A modo de ejemplo, la figura 7 muestra las series de los ríos Diamante (1423) y Quilquihue (2040), estimadas a partir de las distribuciones LN y LLO, respectivamente. Puede verificarse que las series poseen un comportamiento temporal diferente, donde se destaca la presencia de una variabilidad de baja frecuencia en la serie correspondiente al río Diamante, que explica cerca del 40% de

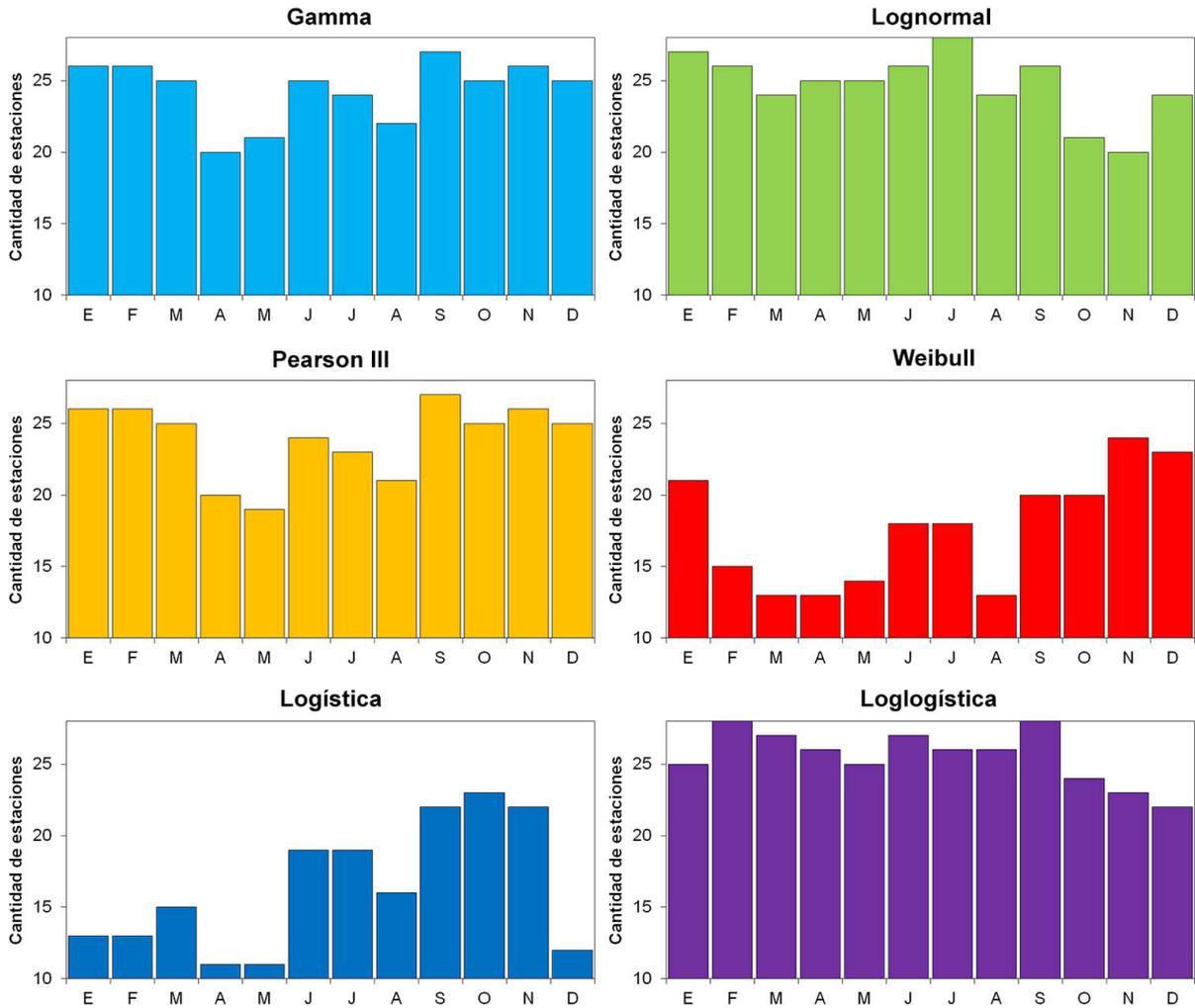


Figura 4: Cantidad de series de datos con ajustes significativos (al 95 %) de los caudales mensuales a las distribuciones de probabilidades seleccionadas.

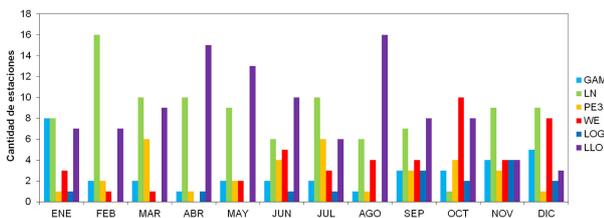


Figura 5: Cantidad de series de datos en las cuales cada distribución de probabilidades muestra el mejor ajuste para cada uno de los meses del año.

la variabilidad total en las series de ICE de la región de Cuyo (Caragunis et al., 2017). En cambio, la serie del río Quilquihue posee una

marcada variabilidad temporal, donde el ICE fluctúa de condiciones húmedas a secas en cortos períodos de tiempo (Figura 7). Estas diferencias entre los comportamientos temporales de los caudales de Cuyo y Patagonia se observaron en investigaciones previas considerando las tendencias de largo plazo. Por ejemplo, Rivera y Penalba (2017) identificaron tendencias positivas en el ICE en el período 1961-2006 en las cuencas de Cuyo, mientras que las tendencias en Patagonia resultaron negativas. Las tendencias en la región de Cuyo pueden estar vinculadas a un mayor aporte nivo-glacial asociado al continuo incremento de la isoterma de 0°C observado en los últimos 60 años (Secretaría de Ambiente

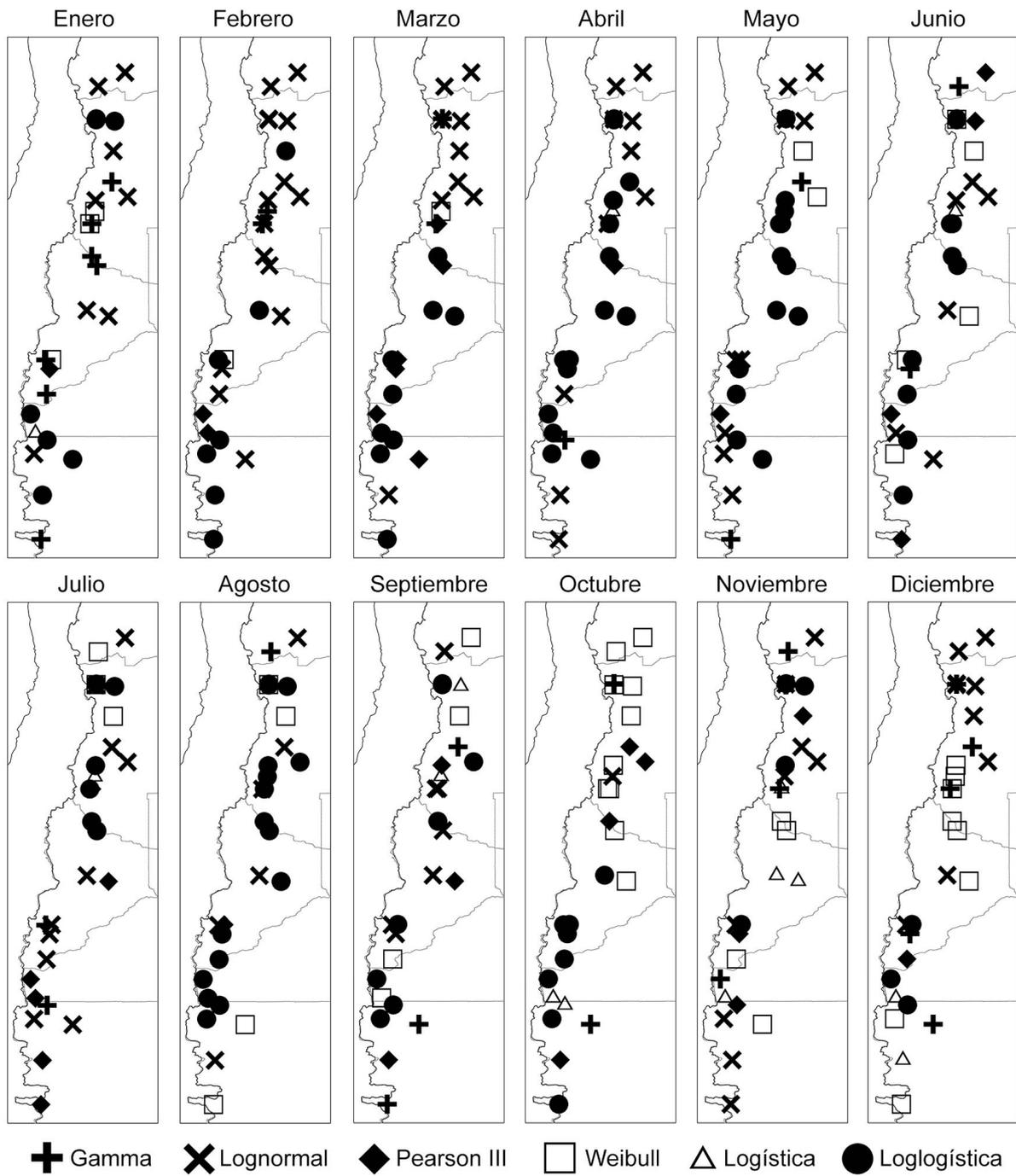


Figura 6: Comportamiento espacial de las distribuciones de probabilidad que mejor ajustan para cada serie de datos y para cada mes.

y Desarrollo Sustentable de la Nación, 2015). Por otro lado, las tendencias en Patagonia se vinculan a la tendencia observada desde la década de 1970 en el Modo Anular del Sur (SAM por sus siglas en inglés), que genera un decrecimiento en las precipitaciones de la región (Rivera et al., 2017b). Las características de las sequías hidrológicas estimadas a través del método de umbral diario también evidencian estas diferencias en las variabilidades de los caudales de Cuyo y Patagonia. Por ejemplo, Rivera et al. (2017a) identificaron la ocurrencia de entre 60 y 90 eventos de sequía en las cuencas de la región de Cuyo entre los años 1957 y 2014, mientras que en el caso de las cuencas de Patagonia, la cantidad de eventos asciende a valores entre 110 y 160 en el período 1962-2015 (Rivera et al., 2017b). Asimismo, la duración media de estos eventos posee diferencias regionales, siendo de entre 25 y 60 días en las cuencas de Cuyo (Rivera et al., 2017a) y entre 30 y 45 días en las cuencas de Patagonia (Rivera et al., 2017b). Las diferencias climáticas entre las regiones de estudio y/o las características geomorfológicas de las cuencas hídricas pueden ser las responsables de explicar por qué la distribución LN (LLO) ajusta mejor que el resto de las distribuciones en la región de Cuyo (Patagonia).

Dado que el ICE es una variable estandarizada, es esperable que la media del índice sea 0 y su desvío estándar sea 1 (Vicente-Serrano et al., 2012). A fin de verificar esto, la figura 8 muestra los diagramas de cajas para la media (panel superior) y el desvío estándar (panel inferior) del ICE considerando las 6 distribuciones de probabilidades utilizadas, discriminando el análisis entre las cuencas de Cuyo (panel izquierdo) y Patagonia (panel derecho). Se observa que las series de ICE obtenidas a través de las distribuciones GAM y LN son las que más se acercan a valores de media 0 y desvío estándar unitario, con una baja dispersión de los valores entre cuencas. Si bien la distribución PE3 presenta valores medios cercanos a 0, posee una mayor dispersión entre cuencas, principalmente hacia valores negativos.

En cuanto a la desviación estándar, presenta un sesgo hacia valores superiores a 1, con una amplia variabilidad evidente en el intervalo inter-cuartil. La distribución LOG es la que posee mayores sesgos hacia valores medios de ICE positivos y una amplia dispersión entre los valores medios de los distintos ríos. Esta variabilidad se reduce considerando el desvío estándar de las series y el sesgo en sus valores depende de la región de estudio analizada. Por último, los valores medios del ICE estimados a partir de la distribución WE (LLO) poseen sesgos positivos (negativos) en las cuencas de Patagonia y Cuyo, subestimando en ambos casos la desviación estándar de las series. Los sesgos en los valores medios impiden la comparación entre series de ICE, dado que, por ejemplo, un valor del índice igual a 0 no indicará condiciones normales en esas cuencas.

Los sesgos observados en los valores del ICE pueden estar asociados a la existencia de tendencias en las series temporales de caudales, afectando la estimación de los parámetros de las distribuciones y el posterior cálculo del índice. Pocos estudios abordaron esta problemática en relación a la estimación de índices estandarizados bajo condiciones de clima no-estacionario. Pueden mencionarse los trabajos de Cancelliere y Bonaccorso (2009), quienes identificaron sesgos en el IPE considerando series de precipitación con tendencia; en tanto Nuñez et al. (2014) identificaron sesgos en la declaración de sequía en base al ICE según se considere o no la variabilidad climática multi-decadal. Lauro et al. (2016) identificaron que el 33% de las variables hidrológicas de la región de Cuyo no cumple con el supuesto de independencia, mientras que el 68% no cumple con el supuesto de normalidad. Valores similares fueron obtenidos en las series de caudales de los ríos andinos por Vich et al. (2014), lo cual pone de manifiesto que la aplicación de diversas pruebas estadísticas así como la obtención de parámetros probabilísticos se ve afectada fuertemente por las características de las series de caudales. La presencia de oscilaciones de baja frecuencia en las series de caudales se observa en gran parte de las cuencas analizadas (Caragunis et al., 2017; Rivera y

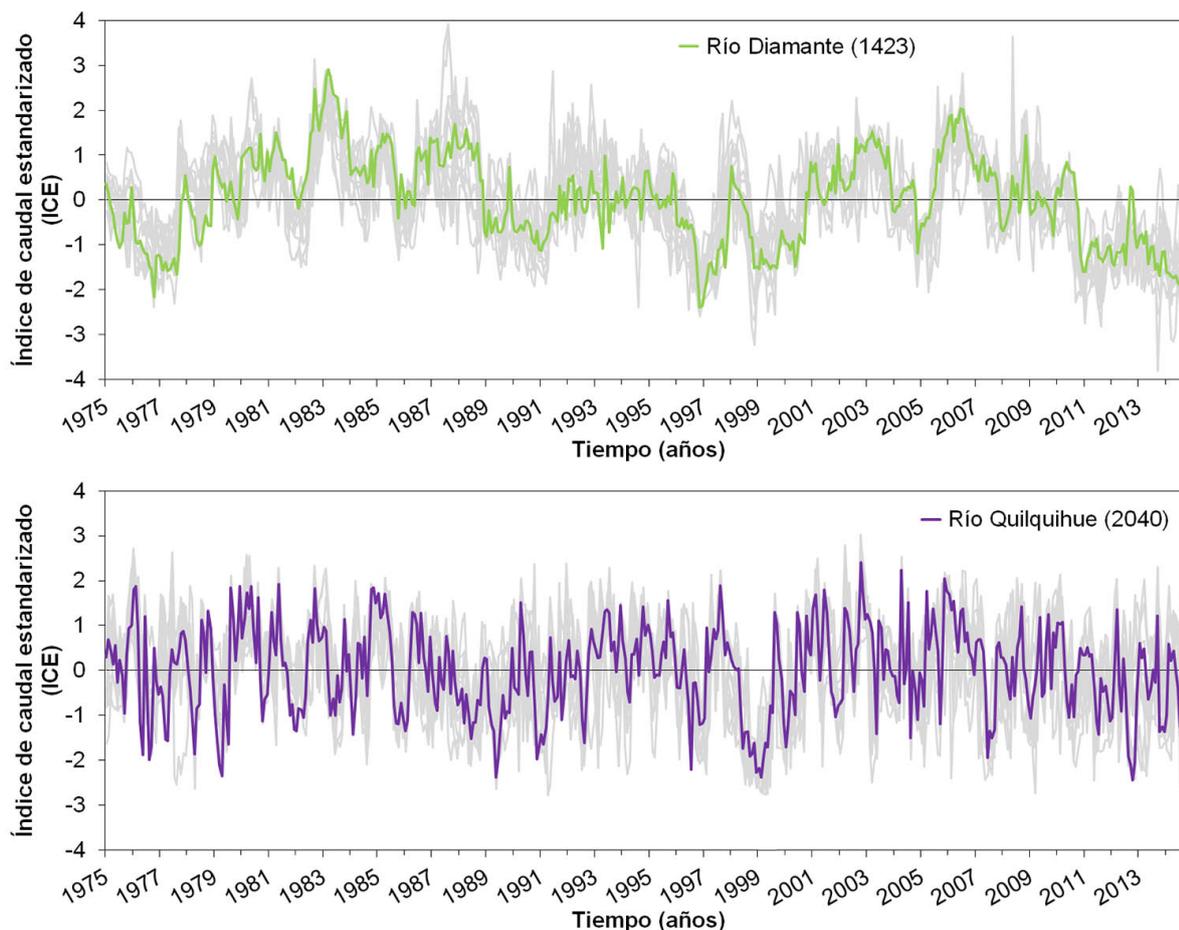


Figura 7: Series de ICE de las regiones de Cuyo (panel superior) y Patagonia (panel inferior). Se destacan las series del río Diamante en Cuyo y del río Quilquihue en Patagonia.

Penalba, 2017; Rivera et al., 2017a, 2017b) lo cual introduce un factor de incertidumbre en los resultados obtenidos. Recientemente, Cancelliere y Bonaccorso (2017) identificaron que el hecho de remover las tendencias identificadas en las series de caudales no necesariamente mejora la estimación de los valores de los índices estandarizados. Además, el tamaño de la muestra utilizada para la estimación de las tendencias es otro factor que requiere ser investigado, dada la existencia de un tamaño de muestra óptimo que minimiza los sesgos de los índices (Cancelliere y Bonaccorso, 2009; 2017).

Si bien el ICE permite el monitoreo y análisis de condiciones de excesos en los caudales, se ha utilizado mayormente para la evaluación de condiciones de períodos con caudales

deficitarios. En el caso que las series de ICE posean distribución normal, es esperable que el 15,9% de los meses sean clasificados como meses con condiciones de sequía, dado que este valor corresponde a la probabilidad de observar valores de ICE inferiores a  $-1,0$ . A fin de evaluar este requisito, se calculó el porcentaje de meses con condiciones de sequía para cada cuenca y distribución de probabilidades utilizada para obtener el ICE. La figura 9 muestra los diagramas de cajas para los porcentajes de meses con condiciones de sequía hidrológica. Los resultados indican que en la región de Cuyo el mejor desempeño se obtiene mediante la distribución PE3. Las distribuciones GAM y LN brindan resultados satisfactorios aunque con un sesgo a registrar una mayor cantidad de meses con sequía. Las mayores variaciones respecto al

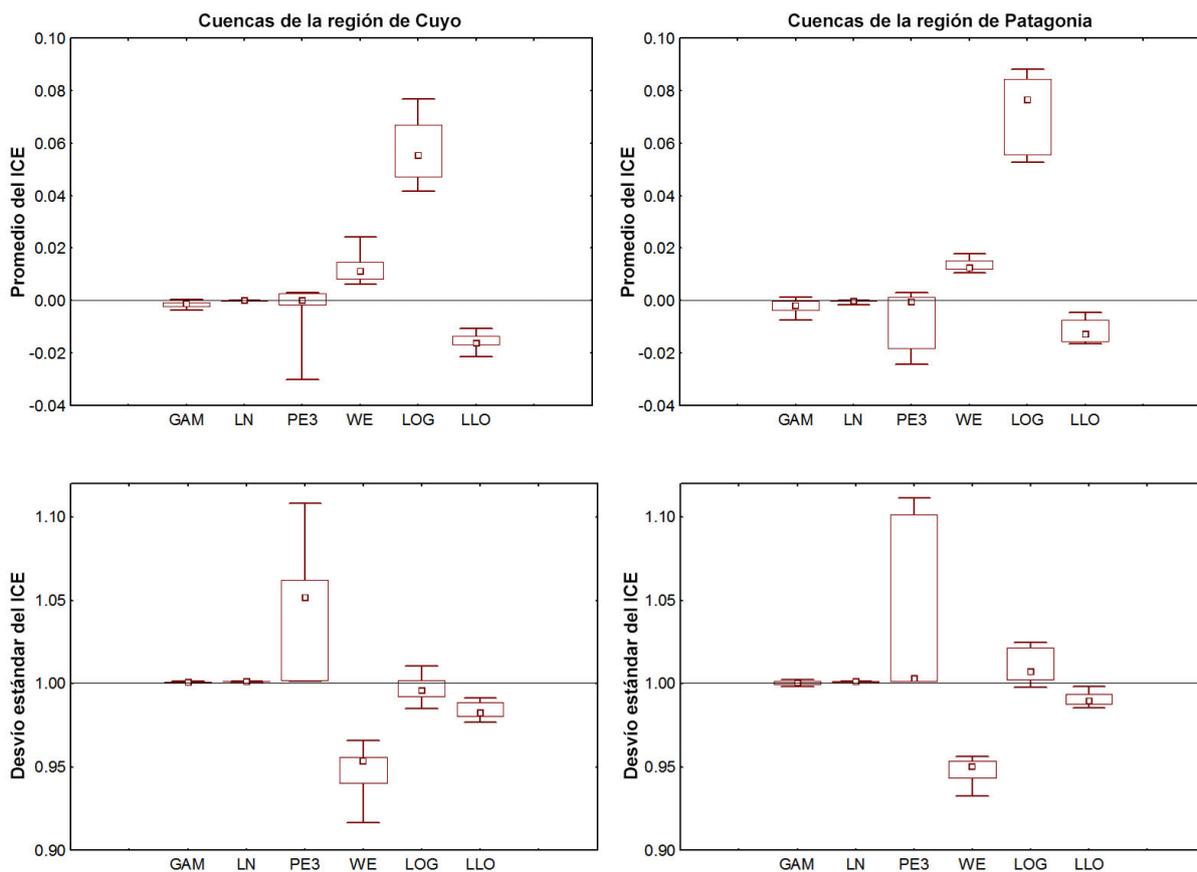


Figura 8: Diagramas de cajas para los valores medios (panel superior) y el desvío estándar (panel inferior) de las series del índice de caudal estandarizado (ICE) obtenidas a partir de las 6 distribuciones de probabilidades utilizadas. El panel izquierdo (derecho) muestra los resultados para las cuencas de la región de Cuyo (Patagonia). Se muestran el intervalo inter-cuartil, la mediana, y los percentiles 10 y 90.

porcentaje esperado se observan considerando las distribuciones WE (subestimación) y LLO (sobrestimación). En el caso de las series de ICE en la región de Patagonia, los mejores desempeños se observan con las distribuciones GAM y LN, mientras las distribuciones WE y LOG son las que más se alejan del valor esperando, subestimando la detección de meses con condiciones de sequía. A modo de ejemplo, la figura 10 muestra la categoría del ICE para cada una de las estaciones de aforo calculado en función de las 6 distribuciones de probabilidades utilizadas durante el mes de noviembre de 1996. Este mes fue seleccionado dado que corresponde a una situación de sequía hidrológica extrema, asociada a escasa acumulación de nieve sobre la

Cordillera de los Andes (Masiokas et al. 2006). La subestimación en la detección de meses con sequía asociada a las distribuciones WE y LOG se traduce en una subestimación de la categoría de sequía en la mayoría de los ríos analizados (Figura 10). Las distribuciones GAM, LN, PE3 y LLO presentan un patrón espacial similar, aunque la distribución LN presenta una mayor cantidad de sitios con categoría extrema. Las mayores severidades del evento de sequía se observan en las cuencas de la región de Cuyo, lo cual se asocia a la fuerte componente nival que poseen los caudales en dicha región (Rivera et al., 2017a).

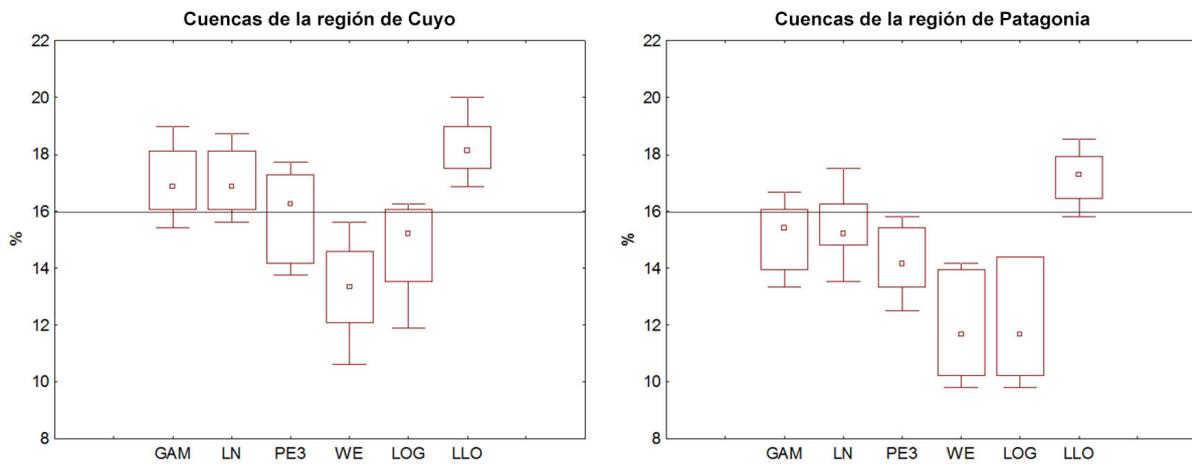


Figura 9: Ídem Figura 8 para el porcentaje de meses con condiciones de sequía hidrológica ( $ICE \leq -1, 0$ ).

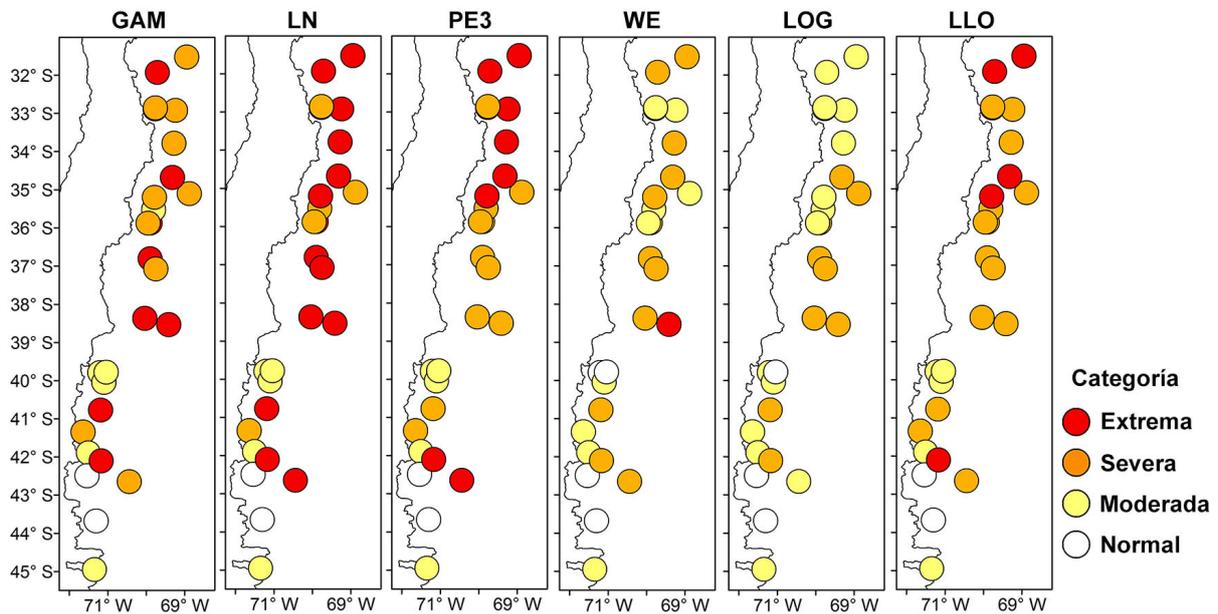


Figura 10: Distribución espacial de las categorías de sequía hidrológica durante el mes de noviembre de 1996 obtenidas mediante el ICE para las 6 distribuciones de probabilidades utilizadas.

#### 4. CONCLUSIONES

Teniendo en cuenta la aceptación obtenida por el índice de precipitación estandarizado (IPE) a nivel global, para el monitoreo y estudio de sequías meteorológicas, el desarrollo y uso de índices estandarizados para el análisis de diversas variables del ciclo hidrológico se ha incrementado en los últimos años. Uno de estos índices es el índice de caudal estandarizado (ICE), desarrollado para el monitoreo de sequías hidrológicas utilizando como variable de entrada los caudales mensuales observados. Considerando que en Argentina, y en particular en las regiones de Cuyo y Patagonia, existen numerosos sitios de aforo, es esperable que el ICE sea de suma utilidad para la evaluación del nivel de los ríos y el establecimiento de planes de seguimiento y mitigación en épocas de creciente o estiaje. Dado que existen muy pocos trabajos que utilizaron el ICE en la región de estudio, se analizaron aspectos estadísticos que permiten un correcto uso del mismo. Considerando que el paso fundamental para la obtención de índices estandarizados es determinar la distribución de probabilidades que mejor ajusta a los caudales mensuales observados, este trabajo comparó 6 distribuciones de probabilidades ampliamente utilizadas en hidrología –gamma (GAM), lognormal II (LN), Pearson III (PE3), Weibull (WE), logística (LOG) y loglogística (LLO)- a fin de determinar la más adecuada para las regiones de Cuyo y Patagonia.

En vista de las diferencias regionales entre el comportamiento temporal de los caudales de Cuyo y Patagonia, se propone realizar recomendaciones que dependan de la región considerada. En función de la evaluación de la calidad los ajustes mediante el estadístico AD, riguroso al momento de evaluar las diferencias en las colas de las distribuciones, se obtuvo que las distribuciones LN y LLO son las que mejor representan los caudales mensuales de Cuyo y Patagonia, respectivamente. La diferencia en las distribuciones que mejor representan la variabilidad de los caudales en cada región puede estar asociada a los forzantes climáticos

que afectan a las mismas. Diversos autores documentaron la influencia del fenómeno El Niño-Oscilación del Sur (ENSO por sus siglas en inglés) en las precipitaciones nivales de la región de Cuyo y su nexa con las fluctuaciones de los caudales (Masiokas et al. 2006, Rivera et al. 2017a). Este forzante también modula los caudales en Patagonia (Rivera et al. 2017b), aunque la contribución de la SAM es relevante considerando variaciones decadales. Factores geográficos también pueden contribuir a las diferencias observadas. Por ejemplo, la orografía determina la extensión de las nacientes de los ríos y la superficie de nieve disponible para alimentar los caudales. En el caso de la región de Cuyo, las cuencas de los ríos Mendoza y Tunuyán poseen mayor superficie de nieve y hielo que las cuencas de los ríos Diamante y Atuel, lo cual podría ser un factor relevante en la modulación de la variabilidad temporal de los períodos de sequía. Más estudios son necesarios para profundizar estos aspectos.

Se calcularon las series de ICE en base a las 6 distribuciones de probabilidades a fin de evaluar si se cumple la condición de normalidad en las series de tiempo. Para ello se evaluaron si las series obtenidas poseen media 0 y desvío estándar unitario, y si el porcentaje de meses bajo condiciones de sequía es de 15,9%. Este análisis destaca el desempeño de las distribuciones GAM y LN por encima del resto, tanto en la región de Cuyo como en Patagonia. Considerando que el ICE se utiliza principalmente para el estudio de sequías hidrológicas, el buen desempeño de la distribución LN en cuanto al ajuste a los caudales mensuales observados y advirtiendo los sesgos obtenidos en las series estimadas mediante la distribución LLO, se recomienda el uso de la distribución LN para el cálculo del ICE en los 28 aforos analizados en las regiones de Cuyo y Patagonia (entre 31°S y 44°S). Queda a criterio de cada usuario el uso de la distribución LLO como base para la obtención del ICE, debiendo analizar en cada caso la existencia o no de sesgos en los valores obtenidos. Cabe destacar que los resultados de esta evaluación dependen de la región de estudio, del período de datos analizados,

de la ventana de tiempo utilizada para los caudales mensuales y de los estadísticos utilizados tanto para medir la bondad de los ajustes como para la estimación de los parámetros de las distribuciones de probabilidades. Además, la existencia de tendencias en las series de caudales agrega un nivel de incertidumbre a las estimaciones del ICE, las cuales podrían estar vinculadas a los sesgos identificados en los valores medios y extremos del índice. Sin duda estas fuentes de incertidumbre llaman a profundizar sobre los impactos de los distintos métodos en el cálculo de índices estandarizados tanto para evaluación de caudales como precipitación y el efecto que posee la variabilidad de baja frecuencia en los valores del índice. Se plantea transferir los resultados obtenidos a los organismos involucrados en el manejo del agua en las regiones de Cuyo y Patagonia, a fin de mejorar el monitoreo de los caudales y la declaración de condiciones de sequía hidrológica.

Agradecimientos: A la Subsecretaría de Recursos Hídricos por la provisión de los datos utilizados. A los proyectos de investigación CONICET PIP 0137, UBA 20020130100263BA y PICT-2016-0431 por la financiación de este trabajo.

#### REFERENCIAS

- Amor, L.G., Carrasco, A. e Ibáñez, J.C., 2009: Using and testing drought indicators. In: Iglesias, A., Garrote, L., Cancelliere, A., Cubillo, F. y Wilhite, D. (eds) Coping with drought risk in agriculture and water supply systems. Drought Management and Policy Development in the Mediterranean. Springer Netherlands, Dordrecht, pp 55-65.
- Anderson, T.W. y Darling, D.A., 1952: Asymptotic Theory of Certain "Goodness of Fit" Criteria Based on Stochastic Processes. *Annals of Mathematical Statistics*, 23, 193-212.
- Báez Benítez, J. y Monte Domecq, R., 2014: Analysis of meteorological drought episodes in Paraguay. *Climatic Change*, 127, 15-25.
- Bianchi, L., Rivera, J., Rojas, J., Britos Navarro, M. y Villalba, R. 2017: A regional water balance indicator inferred from satellite images of an Andean endorheic basin, central-western Argentina. *Hydrological Sciences Journal*, 62, 533-545.
- Bloomfield, J.P. y Marchant, B.P., 2013: Analysis of groundwater drought building on the standardised precipitation index approach. *Hydrology and Earth System Sciences*, 17, 4769-4787.
- Cancelliere, A. y Bonaccorso, B., 2009: Uncertainty analysis of the Standardized Precipitation Index in the presence of trend. *Hydrology Days*, 14-26.
- Cancelliere, A. y Bonaccorso, B., 2017: Uncertainty analysis of the Standardized Precipitation Index within a non-stationary framework. *Proceedings of the World Environmental and Water Resources Congress*, 302-312.
- Caragunis, J., Rivera, J.A. y Penalba, O., 2017: Variabilidad de baja frecuencia en los caudales de los ríos del centro-norte de Argentina y su contribución al desarrollo de sequías hidrológicas. *Actas del XXVIII Reunión Científica de la Asociación Argentina de Geofísicos y Geodestas*, La Plata, Buenos Aires, 17-21 de abril de 2017.
- Carletto, M.C., Minetti, J.L. y Barbieri, L.M., 1987: Distribuciones probabilísticas de los escurrimientos superficiales de ríos Andinos. *Revista Geofísica*, 43, 85-91.
- Carril, A.F., Cavalcanti, I.F.A., Menéndez, C.G., Sörensson, A., López-Franca, N., Rivera, J.A., Robledo, F., Zaninelli, P.G., Ambrizzi, T., Penalba, O.C., da Rocha, R.P., Sánchez, E., Bettolli, M.L., Pessacg, N., Renom, M., Ruscica, R., Solman, S., Tencer, B., Grimm, A., Rusticucci, M., Cherchi, A., Tedeschi, R. y Zamboni, L., 2016: Extreme events in La Plata basin: a retrospective analysis of what we have learned during CLARIS-LPB project. *Climate Research*, 68, 95-116.
- Castex, V., Morán Tejada, E. y Beniston, M., 2015: Water availability, use and governance in the wine producing region of Mendoza, Argentina. *Environmental Science & Policy*,

- 48, 1-8.
- Compagnucci, R.H. y Araneo, D.C., 2005: Identificación de áreas de homogeneidad estadística para los caudales de ríos andinos argentinos y su relación con la circulación atmosférica y la temperatura superficial del mar. *Meteorológica*, 30, 1-2, 41-53.
- Delignette-Muller, M.L., Pouillot, R., Denis, J.-B. y Dutang, C., 2013: fitdistrplus: help to fit of a parametric distribution to non-censored or censored data. R package version 1.0-3.
- Finkler, N.R., Abritta Mendes, L.A., Menezes Schneider, E.H., Anderson Bortolin, T., Schneider, V.E., 2015: Comparacao de funcoes de distribuicao de probabilidades na determinacao de vazao mínima anual e sazonal. *Scientia Cum Industria*, 3, 2, 42-49.
- Ganancias Martínez, F.M., 2010: Evaluación de Metodologías de Regionalización Hidrológica: Aplicación a los Caudales Máximos de Cuencas Representativas de la Región Sur-Oeste de la Provincia de Córdoba. Tesis de Maestría, Universidad Nacional de Córdoba, 370pp.
- Gudmundsson, L. y Stagge, J.H., 2016: SCI: Standardized Climate Indices such as SPI, SRI or SPEI. R package version 1.0-2.
- Guttman, N.B., 1998: Comparing the Palmer Drought Index and the Standardized Precipitation Index. *Journal of the American Water Resources Association*, 34, 113-121.
- Hayes, M., Svoboda, M., Wall, N. y Widham, M., 2011: The Lincoln Declaration on Drought Indices: Universal meteorological Drought Index Recommended. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 92, 4, 485-488.
- Hayes, M.J., Svoboda, M.D., Wilhite, D.A. y Vanyarkho, O.V., 1999: Monitoring the 1996 drought using the standardized precipitation index. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 80, 429-438.
- Hong, X., Guo, S., Zhou, Y. y Xiong, L., 2015: Uncertainties in assessing hydrological drought using streamflow drought index for the upper Yangtze River basin. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 29, 4, 1235-1247.
- Kumar, R., Musuuza J.L., Van Loon, A.F., Teuling, A.J., Barthel, R., Broek, J.T., Mai, J., Samaniego, L. y Attinger, S., 2016: Multiscale evaluation of the Standardized Precipitation Index as a groundwater drought indicator. *Hydrology and Earth System Sciences*, 20, 1117-1131.
- Laio, F., 2004: Cramer-von Mises and Anderson-Darling goodness of fit tests for extreme value distributions with unknown parameters. *Water Resources Research*, 40, W09308, doi:10.1029/2004WR003204.
- Lauro, C., 2017: Estudio del comportamiento del régimen fluvial de las cuencas del oeste argentino y su vinculación con el cambio climático. Tesis de doctorado. Universidad Nacional de Rosario.
- Lauro, C., Vich, A. y Moreiras, S.M., 2016: Variabilidad del régimen fluvial en cuencas de la región de Cuyo. *Geoacta*, 40, 28-51.
- Lovino, M., García, N.O. y Baethgen, W., 2014: Spatiotemporal analysis of extreme precipitation events in the Northeast region of Argentina (NEA). *Journal of Hydrology: Regional Studies*, 2, 140-158.
- Masiokas, M., Villalba, R., Luckman, B., Le Quesne, C. y Aravena, J.C., 2006: Snowpack variations in the Central Andes of Argentina and Chile, 1951-2005: Large-scale atmospheric influences and implications for water resources in the region. *Journal of Climate*, 19, 6334-6352.
- Masiokas, M.H., Christie, D.C., Le Quesne, C., Pitte, P., Ruiz, L., Villalba, R., Luckman, B.H., Berthier, E., Nussbaumer, S.U., González-Reyes, A., McPhee, J. y Barcaza, G., 2016: Reconstructing the annual mass balance of the Echaurren Norte glacier (Central Andes, 33.5 S) using local and regional hydroclimatic data. *The Cryosphere*, 10, 927-940.
- McKee, T.B., Doesken, N.J. y Kleist, J., 1993: The relationship of drought frequency and duration to time scales. *Proceedings of the Eight Conference on Applied Climatology*, Anaheim, CA, American Meteorological Society, págs. 179-184.
- Mishra, A.K. y Singh, V.P., 2010: A review of

- drought concepts. *Journal of Hydrology*, 391, 202-216.
- Montaña, E., Diaz, H.P. y Hurlbert, M., 2016: Development, local livelihoods, and vulnerabilities to global environmental change in the South American Dry Andes. *Regional Environmental Change*, 16, 2215-2228.
- Morábito, J., Alvarez, A., Drovandi, A., Hernández, J., Hernández, R. y Martinis, N., 2009: El agua en Mendoza y su problemática ambiental. Mendoza: Centro Regional Andino, Instituto Nacional del Agua (CRA-INA).
- Nalbantis, I. y Tsakiris, G., 2009: Assessment of hydrological drought revisited. *Water Resources Management*, 23, 881-897.
- Núñez, J., Rivera, D., Oyarzún, R. y Arumí, J.L., 2014: On the use of Standardized Drought Indices under decadal climate variability: Critical assessment and drought policy implications. *Journal of Hydrology*, 517, 458-470.
- Organización Meteorológica Mundial (OMM), 2006: Drought monitoring and early warning: Concepts, progress and future challenges. WMO No. 1006, Ginebra, Suiza, 24 pp. ISBN 92-63-11006-9.
- Organización Meteorológica Mundial (OMM), 2008: Manual on low-flow estimation and prediction. WMO No. 1029, Ginebra, Suiza, 138 pp. ISBN 978-92-63-11029-9.
- Organización Meteorológica Mundial (OMM), 2009: Experts agree on a universal drought index to cope with climate risks. Press release no. 872. Disponible en: [http://www.wmo.int/pages/prog/wcp/agm/meetings/wies09/documents/872\\_en.pdf](http://www.wmo.int/pages/prog/wcp/agm/meetings/wies09/documents/872_en.pdf). Consultado el 17 de enero de 2017.
- Organización Meteorológica Mundial (OMM), 2012: Standardized Precipitation Index User Guide. WMO No. 1090, Ginebra, Suiza, 24 pp. ISBN 978-92-63-11091-6.
- Paoli, C.U., 2010: Cambios en la serie de caudales máximos en Ríos de la Región Litoral y su incidencia en parámetros de diseño. En: Paoli, C.U., Malinow, G.V. (eds): Criterios para la determinación de crecidas de diseño en sistemas climáticos cambiantes, Universidad Nacional del Litoral, pág. 103-113.
- Paoli, C. y Cacik, P., 2000: Régimen de crecidas y análisis de caudales máximos. En: Paoli, C. y Schreidner, M. (eds): El Río Paraná en su tramo medio. Contribución al conocimiento y prácticas ingenieriles en un gran río de llanura. Tomo 1, Universidad Nacional del Litoral, pág. 105-172.
- Penalba, O.C. y Rivera, J.A., 2013: Future changes in drought characteristics over Southern South America projected by a CMIP5 ensemble. *American Journal of Climate Change*, 2, 3, 173-182.
- Penalba, O.C. y Rivera, J.A., 2015: Comparación de seis índices para el monitoreo de sequías meteorológicas en el sur de Sudamérica. *Meteorológica*, 40, 2, 33-57.
- Penalba, O.C. y Rivera, J.A., 2016a: Regional aspects of future precipitation and meteorological drought characteristics over Southern South America projected by a CMIP5 multi-model ensemble. *International Journal of Climatology*, 36, 974-986.
- Penalba, O.C. y Rivera, J.A., 2016b: Precipitation response to El Niño/La Niña events in Southern South America - emphasis in regional drought occurrences. *Advances in Geosciences*, 42, 1-14.
- Portela, M.M., dos Santos, J.F., Silva, A.T., Baez Benitez, J., Frank, C. y Reichert, J.M., 2015: Drought analysis in southern Paraguay, Brazil and northern Argentina: regionalization, occurrence rate and rainfall thresholds. *Hydrology Research*, 46 (5), 792-810.
- Rangecroft, S., Van Loon, A.F., Maureira, H., Verbist, K. y Hannah, D.M., 2016: Multi-method assessment of reservoir effects on hydrological droughts in an arid region. *Earth System Dynamics Discussions*, doi:10.5194/esd-2016-57.
- Rivera, J.A., Araneo, D.C., Penalba, O.C., 2017a: Threshold level approach for streamflow droughts analysis in the Central Andes of Argentina: A climatological assessment. *Hydrological Sciences Journal*. En prensa.
- Rivera, J.A., Araneo, D.C., Penalba, O.C., Villalba, R., 2017b: Regional aspects of streamflow droughts in the Andean rivers of

- Patagonia, Argentina. Links with large-scale climatic oscillations. *Hydrology Research*, doi:10.2166/nh.2017.207.
- Rivera, J.A. y Penalba, O.C., 2017: Spatio-temporal assessment of streamflow droughts over Southern South America: 1961-2006. Theoretical and Applied Climatology. En proceso de revisión.
- Secretaría de Ambiente y Desarrollo Sustentable de la Nación, 2015: Tercera Comunicación Nacional de la República Argentina a la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre Cambio Climático. Cambio climático en Argentina; tendencias y proyecciones. Buenos Aires: Secretaría de Ambiente y Desarrollo Sustentable de la Nación.
- Seoane, R.S., Valdés, J.B. y Mata, L.J., 2005: Climate variability and climate change in Patagonian rivers. En: *Regional Hydrological Impacts of Climatic Change – Impact Assessment and Decision Making*, Wagener, T. (Ed.), IAHS Publication 295, Wallingford, UK, 26–36.
- Shin, H., Jung, Y., Jeong, C. y Heo, J.-H., 2012: Assessment of modified Anderson-Darling test statistics for the generalized extreme value and generalized logistic distributions. *Stoch Environ Res Risk Assess.*, 26, 105–114.
- Shukla, S. y Wood, A.W., 2008: Use of a standardized runoff index for characterizing hydrologic drought. *Geophysical Research Letters*, 35, L02405. doi:10.1029/2007GL032487.
- Sienz, F., Bothe, O. y Fraedrich, K., 2012: Monitoring and quantifying future climate projections of dryness and wetness extremes: SPI bias. *Hydrology and Earth System Sciences*, 16, 2143–2157.
- Soláková, T., De Michele, C. y Vezzoli, R., 2014: Comparison between Parametric and Nonparametric Approaches for the Calculation of Two Drought Indices: SPI and SSI. *Journal of Hydrologic Engineering*, 19, 9, doi:10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000942.
- Stagge, J.H., Tallaksen, L.M., Gudmundsson, L., Van Loon, A.F. y Stahl, K., 2015: Candidate distributions for climatological drought indices (SPI and SPEI). *International Journal of Climatology*, 35, 13, 4027-4040.
- Stagge, J.H., Tallaksen, L.M., Gudmundsson, L., Van Loon, A.F. y Stahl, K., 2016: Response to comment on ‘Candidate Distributions for Climatological Drought Indices (SPI and SPEI)’. *International Journal of Climatology* 36, 2132-2138.
- Staudinger, M., Stahl, K. y Seibert, J., 2014: A drought index accounting for snow. *Water Resources Research*, 50, 10, 7861-7872.
- Stephens, M.A., 1974: EDF Statistics for Goodness of Fit and Some Comparisons. *Journal of the American Statistical Association*, 69, 730-737.
- Stephens, M.A., 1976: Asymptotic power of EDF statistics for exponentiality against gamma and Weibull alternatives. Technical report No. 297, Department Statistic Stanford University.
- Tabari, H., Nikbakht, J. y Talaei, P.H., 2013: Hydrological Drought Assessment in Northwestern Iran Based on Streamflow Drought Index (SDI). *Water Resources Management*, 27, 137-151.
- Van Loon, A.F., 2015: Hydrological drought explained. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Water*, 2, 4, 359-392.
- Vicente-Serrano, S.M., 2006: Differences in spatial patterns of drought on different time scales: an analysis of the Iberian Peninsula. *Water Resources Management*, 20, 37-60.
- Vicente-Serrano, S.M., Beguería, S. y López-Moreno, J.I., 2010: A Multiscalar Drought Index Sensitive to Global Warming: The Standardized Precipitation Evapotranspiration Index. *Journal of Climate*, 23, 1696–1718.
- Vicente-Serrano, S.M., López-Moreno, J.I., Beguería, S., Lorenzo-Lacruz, J., Azorin-Molina, C. y Morán-Tejada, E., 2012: Accurate Computation of a Streamflow Drought Index. *Journal of Hydrologic Engineering*, 17, 318-332.
- Vicente-Serrano, S.M., Chura, O., López-Moreno, J.I., Azorin-Molina, C., Sanchez-Lorenzo, A., Aguilar, E., Moran-Tejada, E., Trujillo, F., Martínez, R. y Nieto, J.J., 2015: Spatio-temporal variability of droughts in

Bolivia: 1955–2012. *International Journal of Climatology*, 35, 3024-3040.

Vicente-Serrano, S.M. y Beguería, S., 2016: Comment on ‘Candidate distributions for climatological drought indices (SPI and SPEI)’ by James H. Stagge et al. *International Journal of Climatology*, 36, 2120-2131.

Vich, A.I.J., Norte, F.A. y Lauro, C., 2014: Análisis regional de frecuencias de caudales de ríos pertenecientes a cuencas con nacientes en la Cordillera de Los Andes. *Meteorológica*, 39, 3-26.

Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo la licencia Creative Commons, que permite el uso ilimitado, distribución y reproducción en cualquier medio, siempre que la obra original sea debidamente citada.

**EVALUACIÓN DE RECURSOS EÓLICOS EN LA PROVINCIA DE RÍO NEGRO  
(PATAGONIA ARGENTINA) USANDO MERRA REANALYSIS**Tomás Manuel Guozden<sup>1,2</sup>, Emilio Bianchi<sup>1</sup>, Andrés Solarte<sup>1</sup> y Cristóbal Mulleady<sup>3</sup><sup>1</sup> - Universidad Nacional de Río Negro<sup>2</sup> - Instituto Balseiro - Universidad Nacional de Cuyo<sup>3</sup> - Comisión Nacional de Energía Atómica

(Manuscrito recibido el 27 de marzo de 2017, en su versión final el 13 de septiembre de 2017)

**RESUMEN**

La Patagonia Argentina presenta un gran potencial para la generación de energía eólica. Actualmente, y a pesar de que existen varios proyectos en desarrollo, no hay capacidad instalada en la provincia de Río Negro. En el presente trabajo se presenta una evaluación del recurso eólico en la provincia de Río Negro utilizando datos de viento derivados del reanálisis MERRA (Modern Era Retrospective Analysis for Research and Applications). Se compararon series de tiempo, histogramas y rosas de viento entre los datos derivados de MERRA y datos de viento observados en diferentes estaciones meteorológicas. Estas comparaciones mostraron, en líneas generales, buena correspondencia. Se ajustaron los datos horarios de viento a una distribución Weibull para cada punto de grilla de MERRA, y se mapearon los campos de velocidad media anual y el factor k de la distribución de Weibull. Luego se calcularon los factores de carga para diferentes tipos de aerogeneradores. Se pudieron identificar áreas con valores óptimos de velocidad media, factor k y factor de capacidad, y que además se encuentran cercanas a la infraestructura existente (líneas de transporte eléctrico y caminos).

*Palabras clave: Patagonia, energía eólica, reanálisis*

**WIND RESOURCE ASSESSMENT IN THE RÍO NEGRO PROVINCE  
(PATAGONIA ARGENTINA) USING MERRA REANALYSIS****ABSTRACT**

Argentinean Patagonia presents a large potential for wind energy generation. Currently, despite of several projects being developed, there is no installed wind power at Río Negro province. In the present paper, we perform an assessment of the wind energy resource in the province, using wind data derived from MERRA (Modern Era Retrospective Analysis for Research and Applications) reanalysis. We compared time series, histograms and wind roses between wind data derived from MERRA and wind data observed at several meteorological stations finding, in general, good agreement between them. We fitted the hourly wind data to a Weibull distribution for each grid point of the MERRA dataset, and mapped the mean annual wind speed and Weibull k factor. We then computed the capacity factors for different wind generators. We have identified several different spots with optimal

parameters and closeness to existing infrastructure (power lines and roads).

*Keywords: Patagonia, wind energy, reanalysis*

## 1. INTRODUCTION

The steppes of the Argentinean portion of Patagonia have a great potential for wind generation (Barros, 1983a, b; Laughton, 1990; Barros et al., 1997; Hoogwijk et al., 2004; Archer and Jacobson, 2005; De Vries et al., 2007; Lu et al., 2009). The symmetry of the zonal atmospheric circulation in the southern hemisphere and the depth of the circumpolar through (Peixoto and Oort, 1992; Kidson, 1988) determine that the wind speeds observed in this region are amongst the highest on earth (Palesse et al., 2000; Pedro et al., 2006; Lu et al., 2009; Recalde, 2010). Estimated capacity factors for the Patagonian provinces oscillate between 25 and 50 % (Guzowski and Recalde, 2008; Lu et al., 2009). Therefore, there is a general consensus that it would be feasible in the short term to increase the percentage of wind-generated electricity in the national grid (Recalde, 2010).

Despite this, Argentina has not significantly contributed yet to the global increase in the share of wind energy generation. The reason of this is that the energy matrix is primarily oriented towards the use of natural gas and fuel oil, and, so far, there has not been neither effective economic incentives nor proper legislation (Palesse et al., 2000, Guzowski and Recalde, 2008; Recalde, 2010). The previous tender (ENARSA N° EE 01/2009 - GENREN), has not been successful mainly due to funding issues. Only 130 MW of the 754 MW originally awarded in the tender are currently operating. In particular, Río Negro is the only Patagonian province that does not have installed wind power up to date. In the last tender launched by the national government (Res MEM 071-2016 - Renovar) 6 wind energy generation projects were presented in the province of Río Negro for a total of 450 MW. Despite that only one project was awarded so far (50 MW, <https://www.minem.gob.ar>), this tender opens favorable perspectives for wind

energy in the region.

Mapping the wind resource is fundamental for planning its exploitation properly. It allows identifying areas for potential developments and facilitates the design of resource evaluation at specific sites (Pedro et al., 2006). Several authors made important contributions in this way, quantifying the wind resource nationwide or for different provinces or regions. In most cases, these studies consisted in the integration of wind data measured in surface weather stations into meso-scale numeric models (Warchomicka et al., 2005; Pedro et al., 2006; Belmonte et al., 2006; Mattio, 2006; Aires et al., 2012; Samela et al., 2012).

Another way to quantify the wind resource is by using wind data derived from reanalysis (Lileo and Petrik, 2011; Jimenez et al., 2013). Reanalyses are constructed by data assimilation from synoptic weather stations, radiosondes, maritime buoys and satellites into global circulation models. There are currently several reanalyses available; for example the reanalysis of the National Center of Environmental Prediction (NCEP-NCAR, Kalnay et al., 1996), the reanalysis of the European Centre for Medium-Range Weather Forecasts (ERA – Interim, Dee et al., 2011) and the Japanese reanalysis (JRA-55, Onogi et al., 2007). Lately, wind resource studies began to use the so-called second generation reanalysis (MERRA, Rienecker et al., 2001, and CFSR, Saha et al., 2010), which improve temporal resolution (1 hour in the case of MERRA), horizontal ( $0.5^\circ \times 0.66^\circ$ ) and vertical with respect to first generation reanalysis.

The use of reanalysis data is accepted when the density observations is not sufficient to perform a regional climatic characterization (Bustos et al., 2016; Ferreli et al., 2016). Nevertheless,

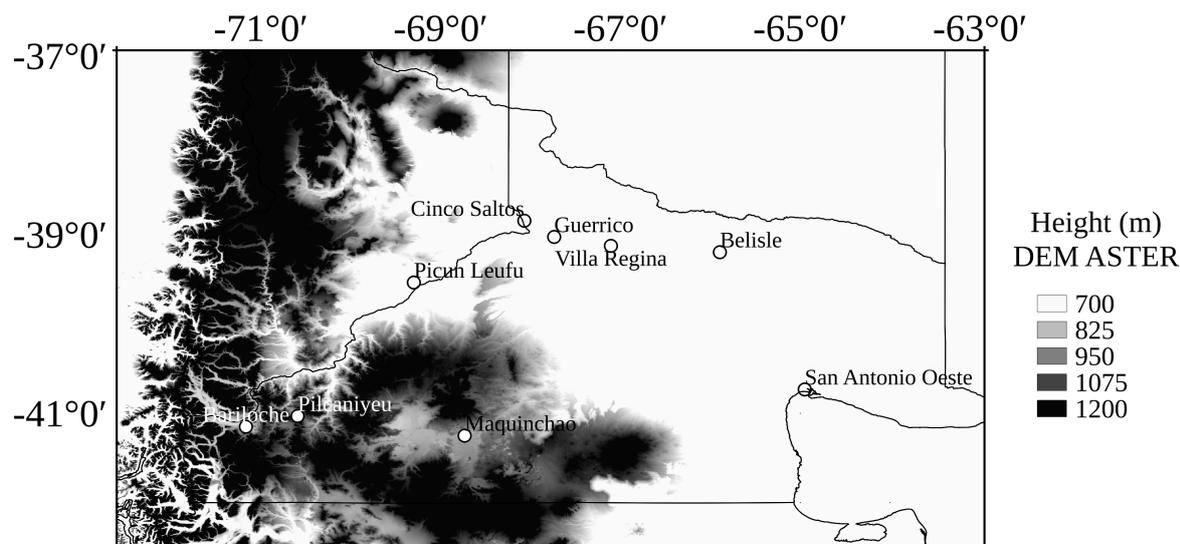


Figure 1: Location of weather stations and terrain elevation derived from ASTER Digital Elevation Model.

reanalysis data should be used with care since it does not represent micro-scale meteorological factors which do influence weather stations and significant differences between reanalysis data and observed data might arise (Rusticucci and Kouski, 2002;). Some authors (Zhao et al., 2007; Ferreli et al, 2016) propose the implementation of correction factors on the reanalysis data prior to its usage.

Despite this, the main advantages of the use of reanalysis data over the use of data measured in weather stations lie in that 1) weather stations might change its location or the environment in which they are placed might suffer changes, 2) observational data might be affected by weathering and replacement of instruments (Otero et al., 2016) and 3) reanalysis offer wind estimations at several height levels (Cannon et al., 2015).

In the present study we evaluate the wind resource in the Río Negro province using wind data derived from MERRA reanalysis. In the first section, we evaluate the performance of MERRA in representing spatial and temporal patterns of the wind measured at 14 weather stations. In the second section we present wind resource maps

and evaluate the quality of the resource.

## 2. DATA AND METHODOLOGY

Wind speed and wind direction data from 14 weather stations were compiled for the 2014-2015 period. The sources of this data are: the National Weather Service (SMN), the National Institute of Agricultural Research (INTA), and the provincial Department of Water (DPA). Figure 1 shows the location of the weather stations while the sources are specified in Table I. INTA and DPA use conventional automatic weather stations, in which the sensors are usually placed at 2 meters height. SMN stations report data to the Global Climate Observation System (GCOS), and their wind stations are placed at 10 meters height. The temporal resolution of the data is 10 min. for INTA stations, hourly for SMN stations and daily for DPA stations, respectively. Daily temporal resolution was used when comparing MERRA with DPA stations, and hourly temporal resolution was used when comparing MERRA with INTA and SMN stations. For this reason, hourly averages were computed from the original INTA 10 min. resolution series.

Wind vector data from the Modern Era Retrospective-analysis for Research and Applications (MERRA, <https://gmao.gsfc.nasa.gov/reanalysis/MERRA/>) at 2, 10 and 50 m covering the 1979 – 2015 period were downloaded from <https://disc.sci.gsfc.nasa.gov/daac-bin/FTPSubset.pl>. MERRA was generated using the 5.2.0 version of the GEOS (Goddard Earth Observing System) atmospheric model, together with a data assimilation system. MERRA encompasses the 1979 – present period and its spatial resolution is  $0.5^\circ \times 0.66^\circ$  (Rienecker et al., 2011). Currently, MERRA is the only second-generation reanalysis being used in wind resource studies since the other reanalysis, CFSR, is no longer available since 2011. Several authors already highlighted the performance of MERRA in representing spatial and temporal patterns of wind variability (Hallgren et al., 2014; Cannon et al., 2015; Olauson and Bergkvist, 2015; Sharp et al., 2015).

In order to validate MERRA wind data with measured data we computed, for each weather station, the correlation between observed wind speed at 2 meter height (10 meter height in the case of SMN stations) and wind speed from MERRA grid points. The direction of the wind was not considered in these correlations since only in the overall variation of wind speeds is relevant for wind energy generation. The correlation was computed for the 2014 – 2015 period. The distance between the location of the station and the grid point at which the maximum correlation was observed is a measure of the spatial consistency between measured and MERRA-derived wind data. The spatial consistency between MERRA and winds derived from weather stations can also be observed in the three examples depicted in Figure 5, which shows that the correlation between MERRA and the stations are maximum at pixel contiguous to the stations, and decay as the distance radius from the station increases.

The performance of the MERRA average wind speed field was compared to the average wind

speed computed from observations by means of the residual metrics Bias (equation (1)), the Mean Absolute Error (MAE, equation (2)) and the Root Mean Squared Error (RMSE, equation (3))(Isaaks, 1989) between the observations at station locations and their respective nearest grid points. BIAS indicates whether a grid under or over estimates an observed variable, whereas MAE and RMSE are a measure of the absolute error. BIAS, MAE and RMSE statistics are defined as follows:

$$BIAS = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r \quad (1)$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |r| \quad (2)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r^2} \quad (3)$$

$$r = error = x' - x$$

$$n = \text{number of observational data}$$

$$x' = \text{closest grid point data}$$

$$x = \text{observational data}$$

After comparing MERRA and observed wind data, we computed annual and seasonal mean wind speed and direction maps at 100 meters height, since this is the typical hub-height of current wind generators. We used a power law relation (Archer and Jacobson, 2005) to extrapolate this value from 10 and 50 meters wind speed data, namely:

$$V(z) = V(z_{ref}) \left( \frac{z}{z_{ref}} \right)^\alpha \quad (4)$$

where  $V(z)$  is the wind speed elevation at elevation  $z$ ,  $V(z_{ref})$  is the wind speed at a reference elevation  $z_{ref}$  and  $\alpha$  is known as the friction coefficient. We first compute  $\alpha$  using wind speeds at 10 and 50 m, and then we use it to compute wind speeds at 100 m. Although this method has been widely used before (Mikhail, 1985; Lubitz, 2009; Kubik, 2013; Olauson, 2015; Genchi et al., 2016), assuming neutral stability when computing an hourly power law implies a significant approximation due to changes in

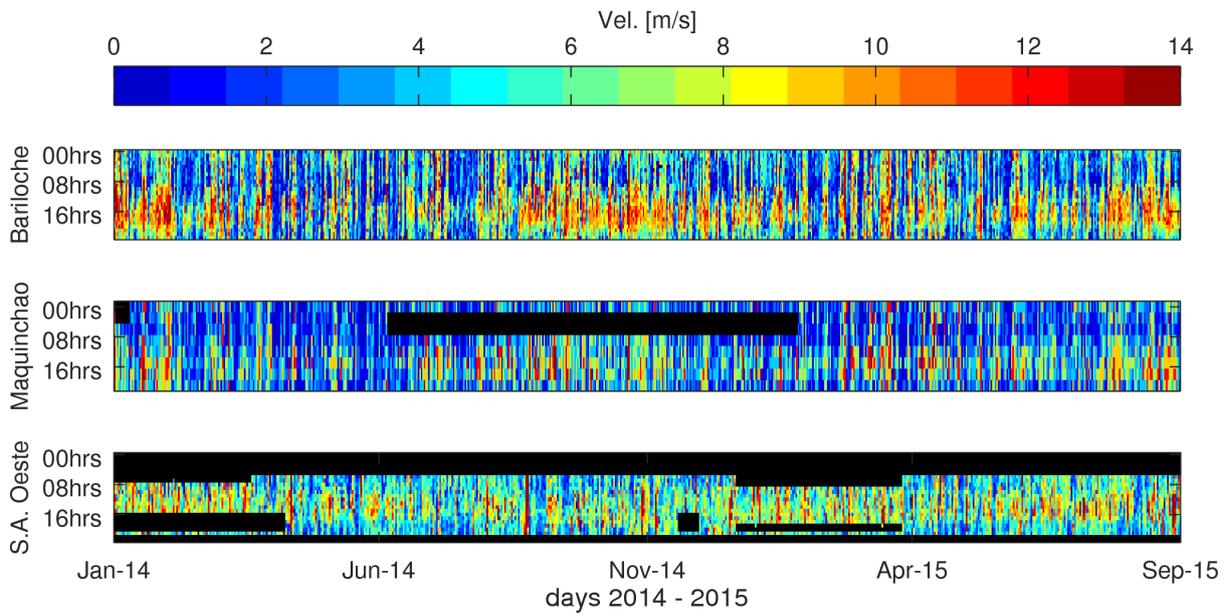


Figure 2: Timeseries of SMN stations. Blanked spaces denote missing data.

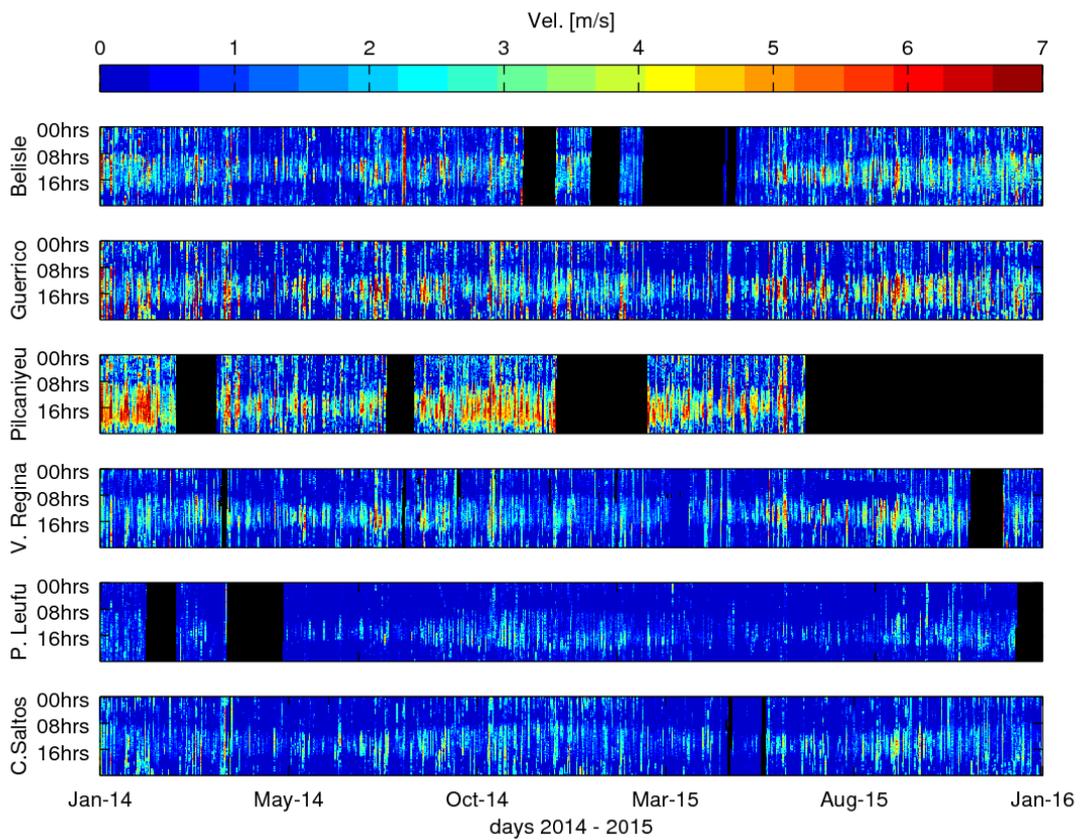


Figure 3: Timeseries of INTA stations. Blanked spaces denote missing data.

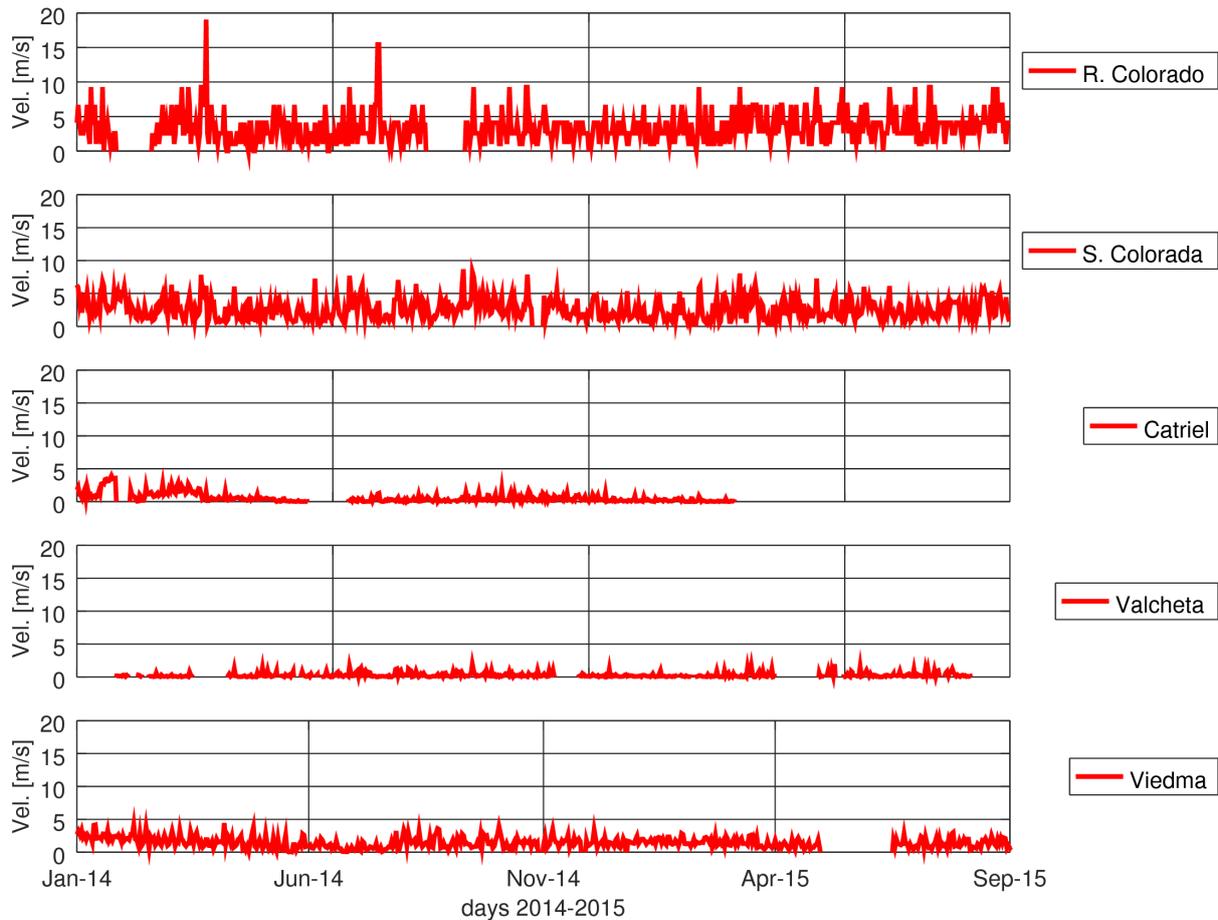


Figure 4: Timeseries of DPA stations.

a)	Station	Source	Lat	Lon	Height (m.a.s.l)	Sampling frequency (min)	% Available data	Wind speed (m/s)	Wind speed MERRA (m/s)	r(MERRA vs station)	r distance (km)	b)	Parameter	value (m/s)
	Bariloche	SMN	41° 09' S	71° 10' W	840	60	99,9	5,41	5,20	0,59	155		Bias	1,80
Maquinchao	SMN	41° 15' S	68° 44' W	880	180	90	4,17	6,12	0,63	28	MAE	2,34		
San Antonio	SMN	40° 47' S	65° 06' W	15	60	60	6,26	5,10	0,53	37	MSE	2,56		
Belisle	INTA	39° 12' S	65° 54' W	128	10	84	1,24	3,86	0,57	78				
Cinco Saltos	INTA	38° 50' S	68° 04' W	282	10	99	0,65	3,81	0,48	55				
Guerrico	INTA	39° 01' S	67° 40' W	242	10	99,9	1,30	3,83	0,54	86				
Picun Leufú	INTA	39° 32' S	69° 18' W	393	10	88	0,34	4,35	0,29	51				
Pilcaniyeu	INTA	41° 7' S	70° 44' W	1010	15	58	2,19	4,07	0,53	14				
Villa Regina	INTA	39° 06' S	67° 06' W	158	10	95	0,88	3,82	0,45	79				
Catriel	DPA	37° 51' S	67° 50' W	320	1440	65	0,57	3,62	0,45	22				
Río Colorado	DPA	38° 59' S	64° 48' W	100	1440	92	3,43	3,63	0,62	12				
Sierra Colorada	DPA	40° 35' S	67° 45' W	660	1440	98	2,63	4,69	0,86	68				
Valcheta	DPA	40° 40' S	66° 10' W	180	1440	75	0,27	3,81	0,25	531				
Viedma	DPA	40° 48' S	63° 00' W	40	1440	92	1,48	4,12	0,65	91				

Table I: Source, location, percentage of available data and mean wind speed of weather stations, maximum correlation coefficients (r) between wind speed observed at weather stations and wind speed derived from MERRA; and distance between stations and maximum correlation grid point (a). Bias, MAE and RMSE statistics (b).

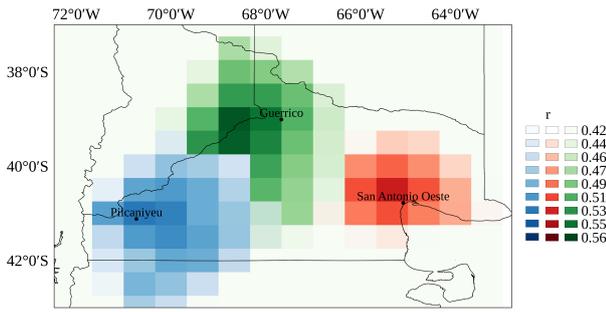


Figure 5: Spatial correlation patterns between wind speeds at Pilcaniyeu, San Antonio Oeste and Guerrico stations, and MERRA wind speeds.

the atmospheric stability (Touma, 1977; Motta et al., 2005; Sen, 2012). Wind averages over long time periods, on the contrary, diminishes the incidence of atmospheric instabilities, since neutral stability conditions can be assumed (Anadranistakis et al., 2009). However, in our analysis, annual and seasonal extrapolated wind speed averages show minimal differences if they are computed from monthly or hourly values of 10 and 50 meters wind speeds (below 0.1% relative error). This is because it is small and its variations are even smaller. For completeness, we show in Figure 6 mean and deviation values for the friction coefficient.

Then, in order to estimate the capacity factor at each grid point, we fit a distribution function to the wind speed histograms. Weibull distribution is the most accepted model to describe wind speed distributions (Spera, 1995; Patel, 1999; Ramos-Robles, 2005). The general expression of the Weibull distribution function is:

$$f(v) = \frac{k}{c} \left(\frac{v}{c}\right)^{k-1} e^{-\frac{v}{c}} \quad (5)$$

Where  $f(v)$  is the probability function of wind speeds  $v$ ,  $k$  is the shape parameter and  $c$  is the scale parameter, which is expressed in wind speed units. Both parameters describe the curve that approximates the wind speed distribution (Weisser, 2003).  $c$  factor is associated with the mean wind speed while  $k$  expresses the kurtosis of the distribution.  $k$  is relevant since it is a measure

Wind Class/Turbulence	Annual average wind speed at hub height (m/s)	Extreme 50-year gust (m/s)
Ia High wind - Higher Turbulence 18%	10.0	70
Ia High wind - Lower Turbulence 18%	10.0	70
IIa Medium wind - Higher Turbulence 18%	8.5	59.5
IIb Medium wind - Lower Turbulence 16%	8.5	59.5
IIIa Low wind - Higher Turbulence 18%	7.5	52.5
IIIb Low wind - Lower Turbulence 16%	7.5	52.5
IV	6.0	42.0

Table II: International Electrotechnical Commission (IEC) wind turbine generator classes.

of the intermittence of the energy dispatch of a wind farm. A wind speed distribution with high  $k$  ( $\approx 3$ ) implies that wind speeds are concentrated around the mean value, and that the frequency of low and high wind speeds is low.

In order to adjust the Weibull distribution to the wind speed data derived from MERRA, hourly wind data were grouped in 0.5 m/s bins and a histogram was computed for each grid point. Then, a Weibull distribution function was fitted to the normalized histograms. This process was performed for the extrapolated values at 100 meters, but was also repeated for the 10 and 50 meters wind speed values. A remark should be done at this instance: the shape factor for MERRA's wind speeds at 10 and 50 meters are very much the same, differing by less than a 1-2% relatively. And, as expected, the extrapolation performed does not alter the shape of the distribution: the shape factor for the extrapolated values, namely  $k_{100m}$ , is almost identical (below 1% relatively) to the shape factor found at 50 meters, namely  $k_{50m}$ . A good correspondence was found between the histograms and the Weibull distribution function, as it can be seen in the example in Figure 7(a).

Finally we calculated the capacity factors at each grid point for power curves corresponding to three different International Electrotechnical Commission (IEC, see Table II) classes (Figure

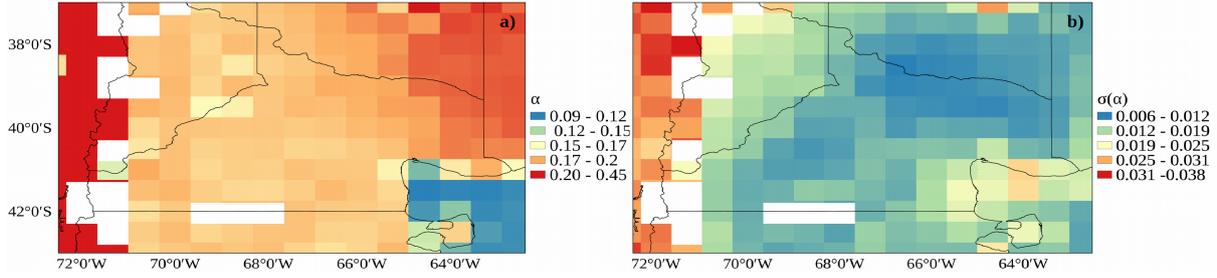


Figure 6: Mean values (a) and deviations (b) for alpha. Terrain elevations above 1400 m a.s.l. were masked.

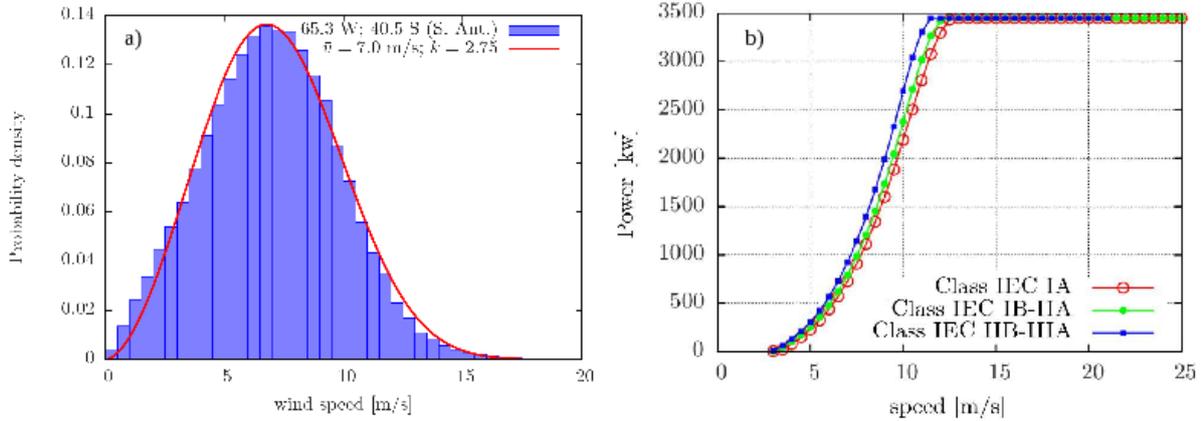


Figure 7: Example of a Weibull distribution function fitted to wind speed data at a MERRA grid point close to the San Antonio Oeste weather station (a). Power curves of the class I, class I and II, and class II and III wind generators (b).

7(b)). The different wind turbine generator classes are explained in Table III. Power curves relate wind speeds with the energy generated by a wind turbine generator. These power curves correspond to 3.45MW commercial turbines with diameters ranging between 110 and 130 meters and hub heights from 80 to 150 meters. Density variations due to temperature and surface elevation were neglected.

For the computation of the capacity factors, the power curves of three 3.45 MW commercial wind generators (class IEC IA, class IEC IB – IIA and class IIB – IIIA) were used. Capacity factors were computed by convolving the power curves with the Weibull distribution function for each grid point, as shown in equation (6):

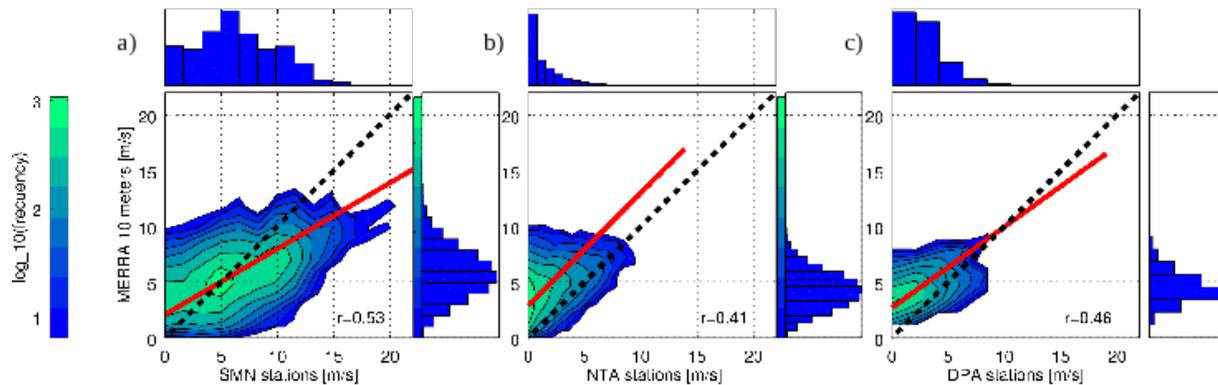
$$LF_j = \frac{\sum_i POT(v_i)W_j(v_i)\Delta t}{P_{max}} \quad (6)$$

Where  $POT(v)$  is the power curve and  $W_j(v)$  is the Weibull distribution function for the grid point.

### 3. RESULTS

The maximum correlation coefficients between observed wind speed data at the weather stations and wind speed data from the MERRA grid are presented in Table I(a). Table I(a) also shows the distance between each weather station and the grid point at which the maximum correlation was observed.

All correlation coefficients are significant at 99 % confidence levels. The highest correlation is observed in Sierra Colorada ( $r^2 = 0,74$ ,  $p < 0,00001$ ), followed by Viedma ( $r^2 = 0,42$ ,  $p < 0,00001$ ) and Maquinchao ( $r^2 = 0,4$ ,  $p <$



*Figure 8:* Regression (red lines) and histograms between hourly wind speeds averaged at SMN weather stations, and hourly 10 m wind speeds derived from MERRA (a); hourly wind speeds averaged at INTA weather stations and 2 m hourly wind speeds derived from MERRA (b), and daily wind speeds averaged at DPA weather stations and 2 m daily wind speeds derived from MERRA. The dashed solid line indicates a 1:1 agreement, whereas the red line shows a linear least squares fit to the data.

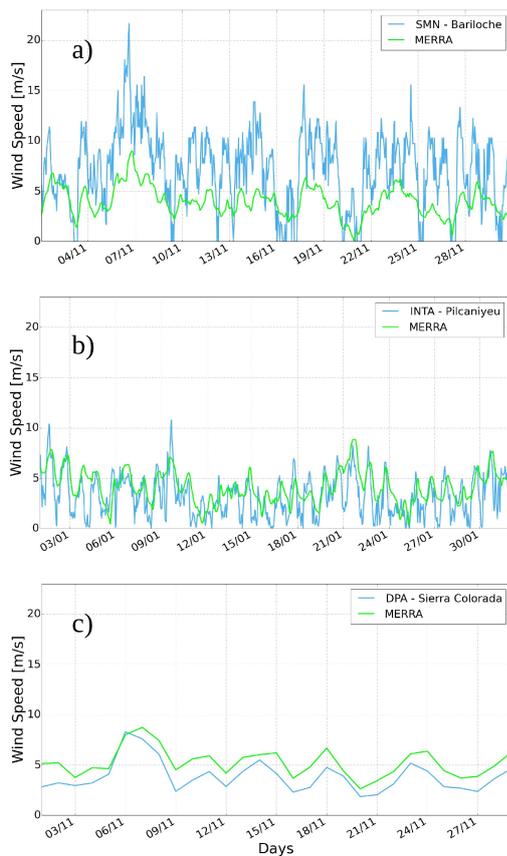
0,00001). The distances between the stations and the maximum correlation grid point are below 100 km, with the exception of Valcheta (531 km) and Bariloche (155 km). The statistics Bias, MAE and RMSE are shown in Table Ib. MERRA shows a tendency to overestimate wind speed ( $Bias = 1,8$  m/s). This overestimation determines that the values of the statistics MAE and RMSE are above 2 m/s, despite the high correlations between MERRA and the weather stations.

The regressions between wind speeds observed at INTA, DPA and SMN weather stations, and wind speed derived from MERRA is presented in Figure 8. The histograms of the different data subsets are also shown. All correlation coefficients are significant at  $p < 0.00001$  ( $n = 33215, 93198$  and  $3085$  for SMN, INTA and DPA stations, respectively). Example plots of the time series of MERRA wind speeds along with wind speeds measured in three weather stations are shown in Figure 9.

Despite the significant correlations observed between MERRA and weather stations, measured wind speeds at 2 m height (INTA and DPA) show a higher frequency of weak wind and calms than MERRA and overall lower average

speeds than winds measured at 10 m (SMN)(see Table I). This difference between station and MERRA data is probably a consequence of the location of the weather stations, which usually do not guarantee an obstacle free flow from all directions. INTA stations, for example, are often aimed to represent micro meteorological features inside a crop; while SMN stations, instead, are aimed to capture the general atmospheric motion. Both spatial and temporal resolution of the reanalysis also imposes a limit to its capacity to neither represent characteristic boundary layer wind variations nor small-scale wind-topography interactions. In this sense, it can be seen in Table I that MERRA consistently overestimates wind speeds at INTA and DPA stations, while it underestimates it at two of the three SMN stations (Bariloche and San Antonio).

Annual and seasonal average direction and average wind speed maps for the 1979 – 2015 period are depicted in Figure 10. Seasonal and annual average show similar spatial patterns. Mean wind speeds show their lowest values along the Andes Range (below 6 m/s approximately). The highest wind speeds (around 8 and 10 m/s) are seen towards the center of the province, coinciding with the highest sectors (from 900 m



*Figure 9:* Time series of measured wind speed (blue lines) and MERRA wind speeds (green lines) at Bariloche (a), Pilcaniyeu (b) and Sierra Colorada (c) weather stations.

a.s.l. to 1100 m a.s.l. approximately, see Figure 1) of the Northern Patagonian Massif. Mean wind speeds decay towards north and northeast of the province, reaching values between 7 and 8 m/s. Wind speeds in the center of the province are lower during summer (8 m/s approximately). Previous works performed in Neuquen province reported annual wind speeds values ranging between 4 and 11 m/s throughout the province at 50 m height (Pedro et al., 2006), and between 4 and 6.4 m/s at 10 m height in three weather stations placed in the eastern part of the province (Palesse et al., 2000).

Each wind generator class is assigned to a specific operation wind speed range (table II).

The spatial variability in mean wind speeds described above determines different suitable areas for each wind class (Figure 11). When applying class I power curve, the suitable area is located over the highest regions in the center of Río Negro (Figure 1), over the Northern Patagonian Massif, and over northern Chubut (Figure 11(a)). Capacity factors of around 60 % are observed above the eastern and northern part of the Northern Patagonian Massif, nearby Los Menucos ( $40^{\circ} 41' S$ ,  $68^{\circ} 07' W$ ).

The suitable areas corresponding to the class I-II power curve (Figure 11(b)) lie over the western, central and eastern sectors of the province; and excludes areas where wind are either too weak or too strong over the northern and southern margins, and the western tip of the province over the Andes range. Capacity factors range between 30 % and 40 % in the western sector of the province, between 50 % and 60 % in the center, and between 40 % and 50 % in the eastern sector of the province. For the class II-III power curve (Figure 11(c)), the suitable areas lie over the northwestern sector, and over the Andes range east of the province. For this class, capacity factors range between 30 % and 50 % approximately. Lu et al. (2009) reported similar capacity factors over northern Patagonia. In their study, capacity factors range between 35 to over 50 % throughout the region, and the distribution shows a north-south gradient; with higher capacity factors over souther Patagonia and decreasing values northward.

The shape parameter ( $k$ ) of the Weibull distribution (Figure 11(d)) ranges between 2.3 and 2.8, and shows its higher values (above 2.8) towards the eastern and northeastern sectors of the province. This parameter also shows local maximums in the extra-Andean high regions, namely the Northern Patagonian Massif. The values of  $k$  over the eastern part of Neuquen are coincident with values found in the previous analysis of Palesse et al. (2000). They reported values ranging from 1.5 to 2 in three weather stations.

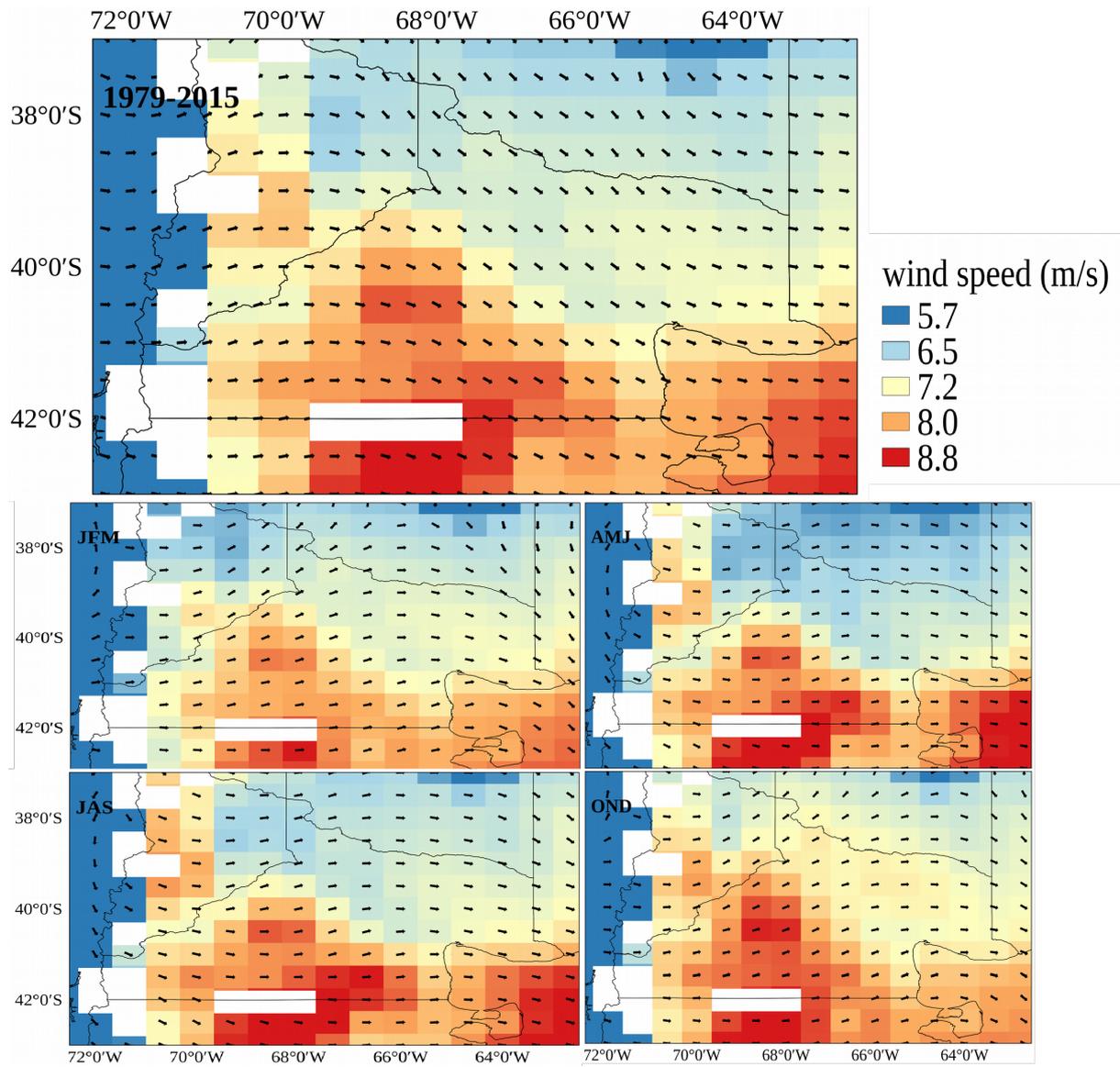


Figure 10: Mean annual and seasonal wind speed extrapolated at 100 m height derived from MERRA in the 1979 – 2015 period. Terrain elevations above 1400 m a.s.l. were masked.

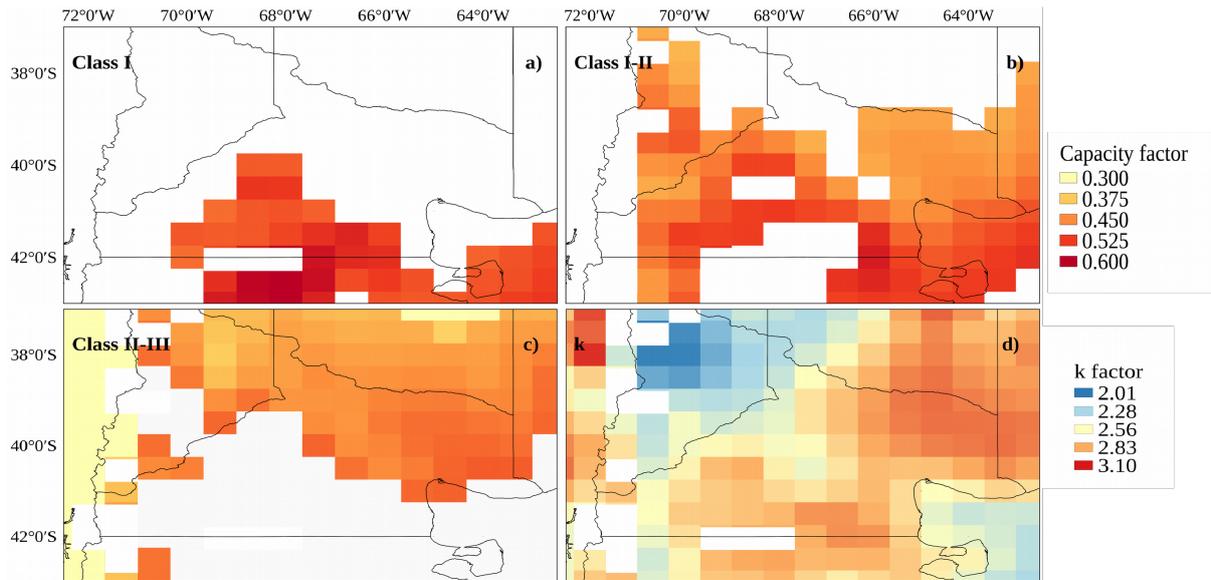


Figure 11: Capacity factors for class I power curve (a), class I and II power curve (b) and class II and III power curve (c). Capacity factors were masked according to its corresponding wind speed range (Table II).  $k$  factor of the Weibull distribution (d). Terrain elevations above 1400 m a.s.l. were masked.

#### 4. CONCLUSIONS

MERRA's second generation reanalysis is a robust tool to study the wind resource variability on a regional scale. Even though its spatial resolution ( $1/2^\circ$  by  $2/3^\circ$ ) sets a limit to its capacity to characterize the wind at a site scale, its temporal resolution (1 hour) and the length of the time series (37 years) make MERRA a useful tool to study wind variability over several time scales.

Wind speed data derived from MERRA show consistency with wind speed data from weather stations. Regressions between MERRA and observed wind speeds show significant correlation coefficients. MERRA, however, shows a tendency to overestimate wind speeds, in particular during low speed conditions. But on the other hand local features of the environment in which the weather stations are placed, such as slope, topography, closeness of buildings or vegetation, or surface rugosity, might alter the measurements. The spatial scale of the reanalysis and the physical phenomena represented by the general circulation model might also alter the

comparisons between measured wind speeds and reanalysis derived wind speeds. For example, wind variations related to the boundary layer occur at a much finer resolution than that of MERRA. In addition, MERRA wind speed data are created by the assimilation of observational data from different sources into a general circulation model, so the errors involved in those processes might affect further analysis.

In the present work we present an analysis of the wind resource for the Río Negro province. Even though previous works have characterized the wind resource for different Argentinean provinces or regions (Palesse et al., 2000; Mattio, 2006; Recalde, 2010; Genchi et al., 2016), Río Negro lacked a detailed study of its wind resource. We identified zones where the wind resource shows favorable features for exploitation. For example, above the Northern Patagonian Massif (between  $68^\circ$  and  $69^\circ$  W, and between  $40^\circ$  and  $41^\circ$  S approximately) wind speeds at 100 m height range between 8 and 10 m/s, Weibull shape factors are above 2.8 and capacity factors reach about 50% and 60% for class I and II power curves, respectively. Capacity factors reported

in this study are coincident with those found by the previous analysis of Lu et al. (2009) over northern Patagonia.

The consistency between observed and MERRA wind speeds, and the length (37 years) of the time series make this reanalysis an attractive tool for studying the temporal variability and tendencies of the wind resource, so too its response to large scale climate drivers, such as El Niño/Southern Oscillation.

**Acknowledgments:** This work was supported by 1) Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica, 2) Universidad Nacional de Río Negro. Ángel Muñoz and Martín Nini provided additional climate data. Diego Padilla and Martín Ureta provided information about power curves.

## REFERENCIAS

- Aires, M., De Bortoli, M. E., Frigerio, E., and Roko, S. R. 2015. Estimación de potencial eólico de la provincia de Misiones.
- Anadranistakis, M., Kerkides, P., Liakatas, A., Alexandris, S., and Poulouvasilis, A. 1999: How significant is the usual assumption of neutral stability in evapotranspiration estimating models?. *Meteorological Applications*, 6(2), 155-158.
- Archer, C. L., and Jacobson, M. Z. 2005: Evaluation of global wind power. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 110(D12).
- Bañuelos, F., Camacho, C., Serrano, J., and Muciño, D. 2008: Análisis y validación de Metodología usada para la obtención de perfiles de velocidad de viento. Instituto de Ingeniería de la Universidad Nacional Autónoma de México.
- Barros, V. 1983a: Evaluación del potencial eólico en la Patagonia. *Meteorologica*, XIV, 1, 473-484.
- Barros, V. 1983b: Atlas del potencial eólico de la Patagonia. Secretaría de Estado de Ciencia y Tecnología-Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas-Centro Nacional Patagónico.
- Barros, V., Camilloni, I., Frumento, O., and Rivero, M. 1997: Estudio del potencial eólico en la República Argentina. Programa de Abastecimiento Eléctrico a la Población Rural Dispersa.
- Belmonte, S., de Monrós, J. T., Franco, J., Núñez, V., Manrique, S., and Mattio, H. 2006: Mapeo eólico del Valle de Lerma (Salta-Argentina). *Revista AVEREMA (Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente) V*, 10(2006), 06-23.
- Bustos, M. L., Ferrelli, F., Cisneros, M. A. H., Piccolo, M. C., and Gil, V. 2016: Estudio preliminar del ajuste entre datos meteorológicos in situ y del Reanálisis (NCEP/NCAR) en distintos ambientes de la provincia de Buenos Aires, Argentina. *Estudios Geográficos*, 77(280), 335-343.
- Camblong, D. 2003: Minimización de impacto de las perturbaciones de origen eólico en la generación por aeroturbinas de velocidad variable. Tesis doctoral. España: Mondragón Unibertsitatea; 2003.
- Cannon, D. J., Brayshaw, D. J., Methven, J., Coker, P. J., and Lenaghan, D. 2015: Using reanalysis data to quantify extreme wind power generation statistics: a 33 year case study in Great Britain. *Renewable Energy*, 75, 767-778.
- De Vries, B. J., Van Vuuren, D. P., and Hoogwijk, M. M. 2007: Renewable energy sources: Their global potential for the first-half of the 21st century at a global level: An integrated approach. *Energy policy*, 35(4), 2590-2610.
- Dee, D. P., Uppala, S. M., Simmons, A. J., Berrisford, P., Poli, P., Kobayashi, S., and Bechtold, P. 2011: The ERA-Interim reanalysis: Configuration and performance of the data assimilation system. *Quarterly Journal of the royal meteorological society*, 137(656), 553-597.
- Ferrelli, F., Bustos, M. L., Piccolo, M. C., Cisneros, M. A. H., and Perillo, G. M. E. 2016: Downscaling de variables climáticas a partir del reanálisis NCEP/NCAR en el sudoeste

- de la provincia de Buenos Aires (Argentina). *Papeles de Geografía*, (62).
- Genchi, S. A., Vitale, A. J., Piccolo, M. C., and Perillo, G. M. 2016: Wind energy potential assessment and techno-economic performance of wind turbines in coastal sites of Buenos Aires province, Argentina. *International Journal of Green Energy*, 13(4), 352-365.
- Guzowski, C., and Recalde, M. 2008: Renewable energy in Argentina: Energy policy analysis and perspectives. *International Journal of Hydrogen Energy*, 33(13), 3592-3595.
- Hallgren, W., Gunturu, U. B., and Schlosser, A. 2014: The potential wind power resource in australia: a new perspective. *PloS one*, 9(7), e99608.
- Hoogwijk, M., de Vries, B., and Turkenburg, W. 2004: Assessment of the global and regional geographical, technical and economic potential of onshore wind energy. *Energy Economics*, 26(5), 889-919.
- Isaaks, E. H. 1989: *Applied geostatistics* (No. 551.72 I86). Oxford University Press.
- Jimenez, B., Moennich, K., Oldenburg, D. E. W. I., Rey, J., Spain, D. E. W. I., and Durante, F. 2013: Use of different globally available long-term data sets and its influence on expected wind farm energy yields.
- Kalnay, E., Kanamitsu, M., Kistler, R., Collins, W., Deaven, D., Gandin, L., and Zhu, Y. 1996: The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. *Bulletin of the American meteorological Society*, 77(3), 437-471.
- Kidson, J. W. 1988: Indices of the Southern Hemisphere zonal wind. *Journal of Climate*, 1(2), 183-194.
- Kubik, M. L., Brayshaw, D. J., Coker, P. J., and Barlow, J. F. 2013: Exploring the role of reanalysis data in simulating regional wind generation variability over Northern Ireland. *Renewable energy*, 57, 558-561.
- Laughton, M. A. (Ed.). 1990: *Renewable Energy Sources: Watt Committee: report number 22* (Vol. 22). CRC Press.
- Liléo, S., and Petrik, O. 2011: Investigation on the use of NCEP/NCAR, MERRA and NCEP/CFSR reanalysis data in wind resource analysis. *Sigma. EWEC*, 1(2).
- Lu, X., McElroy, M. B., and Kiviluoma, J. 2009: Global potential for wind-generated electricity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(27), 10933-10938.
- Lubitz, W. D. 2009: Power law extrapolation of wind measurements for predicting wind energy production. *Wind Engineering*, 33(3), 259-271.
- Mattio, H. F. 2006: SIG Eolico/Sistema de Información Geográfico-Mapa Eolico Nacional v2. 3.0 l.
- Mikhail, A. S. 1985: Height extrapolation of wind data. *Journal of solar energy engineering*, 107(1), 10-14.
- Motta, M., Barthelmie, R. J., and Vølund, P. 2005: The influence of non-logarithmic wind speed profiles on potential power output at Danish offshore sites. *Wind Energy*, 8(2), 219-236.
- Olauson, J., and Bergkvist, M. 2015: Modelling the Swedish wind power production using MERRA reanalysis data. *Renewable Energy*, 76, 717-725.
- Onogi, K., Tsutsui, J., Koide, H., Sakamoto, M., Kobayashi, S., Hatsushika, H., and Kadokura, S. 2007: The JRA-25 reanalysis. *Journal of the Meteorological Society of Japan. Ser. II*, 85(3), 369-432.
- Otero, F., Cerne, B., and Campetella, C. 2016: Estudio preliminar de la velocidad del viento en San Julián en referencia a la generación de energía eólica. *Meteorológica*.
- Palese, C., Lässig, J. L., Cogliati, M. G., and Bastanski, M. A. 2000: Wind regime and wind power in North Patagonia, Argentina. *Wind Engineering*, 24(5), 361-377.
- Patel, M.R. 1999: *Wind and Solar Power Systems*, New York: CRC Press LLC, 351 pp.
- Pedro, G., Mattio, H., Palese, C., Warchomicka, N., and Lässig, J. 2006: Recurso eólico de la provincia del Neuquén. *Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente*, 10, 15-21.
- Peixoto, J. P., and Oort, A. H. 1992: *Physics of Climate*, 520 pp. Am. Inst. of Phys., New York.
- Ramos-Robles, C. A., and Irizarry-Rivera, A.

- A. 2005: Economical effects of the Weibull parameter estimation on wind energy projects. In Proceedings of the 37th Annual North American Power Symposium, 2005. (pp. 597-602). IEEE.
- Recalde, M. 2010: Wind power in Argentina: Policy instruments and economic feasibility. *international journal of hydrogen energy*, 35(11), 5908-5913.
- Rienecker MM, Suarez MJ, Gelaro R, Todling R, Bacmeister J, Liu E, et al. 2011: MERRA - NASA's modern-era retrospective analysis for research and applications. *Journal of Climate*, 24, 3624-48.
- Rusticucci M. M. and Kousky V. E. 2002: American Meteorological Society. "A comparative study of maximum and minimum temperatures over Argentina: NCEP-NCAR Reanalysis versus station data", vol. 15, p. 2089-2101.
- Saha, S., Moorthi, S., Pan, H. L., Wu, X., Wang, J., Nadiga, S., and Liu, H. 2010: The NCEP climate forecast system reanalysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 91(8), 1015-1057.
- Samela, A. M., Bahamonde, P. J., Calafiore, C. A., Bonfili, O. A., Queipul, J. A., García, D. H., and Rojas, C. 2012: Determinación de parámetros de vientos en el Sur de la provincia de Santa Cruz.
- Şen, Z., Altunkaynak, A., and Erdik, T. 2012: Wind velocity vertical extrapolation by extended power law. *Advances in Meteorology*, 2012.
- Sharp, E., Dodds, P., Barrett, M., and Spataru, C. 2015: Evaluating the accuracy of CFSR reanalysis hourly wind speed forecasts for the UK, using in situ measurements and geographical information. *Renewable Energy*, 77, 527-538.
- Spera DA. 1995: Wind Turbine Technology. Fundamental Concepts of Wind Turbine Engineering. The American Society of Mechanical Engineers: New York, 638 pp.
- Touma, J. S. 1977: Dependence of the wind profile power law on stability for various locations. *Journal of the Air Pollution Control Association*, 27(9), 863-866.
- Warchomicka, N., Palese, C., Pedro, G., Mattio, H., and Lassig, J. 2005: Evaluación del recurso eólico del Departamento Confluencia de la Provincia del Neuquén. *Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente*, 9(6), 39-44.
- Weisser, D. 2003: A wind energy analysis of Grenada: an estimation using the 'Weibull' density function. *Renewable energy*, 28(11).
- Zhao T., Guo W. and Fu C. 2007: *Journal of Climate*. "Calibrating and evaluating reanalysis surface temperature error by topographic correction", vol. 21, p. 1440-1446.

Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo la licencia Creative Commons, que permite el uso ilimitado, distribución y reproducción en cualquier medio, siempre que la obra original sea debidamente citada.



**MODELADO ESTADÍSTICO DEL CAUDAL MENSUAL EN LA BAJA CUENCA DEL PLATA**Melanie Meis<sup>1,2</sup> y María Paula Llano<sup>1,2</sup><sup>1</sup>Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina<sup>2</sup>CONICET

(Manuscrito recibido el 21 de junio de 2017, en su versión final el 3 de noviembre de 2017)

**RESUMEN**

Los continuos estudios hidrológicos en la Cuenca del Plata son necesarios no solamente por ser la misma una fuente capaz de proveer energía a diferentes países en Sudamérica, navegabilidad y suministrar agua potable, sino también por los severos daños ocasionados por las frecuentes inundaciones que se producen en dicha cuenca. En este trabajo se propuso emplear una modelación estadística basada en modelos estacionales autoregresivos integrados de medias móviles (SARIMA), con el principal objetivo de representar y pronosticar las series temporales del caudal mensual en distintas estaciones de la baja Cuenca del Plata. Se plantearon modelos apropiados para la serie temporal del caudal mensual en la estación Timbúes (Río Paraná) para cinco subperíodos temporales de veinte años desde 1913 a 2012. Para las estaciones de Corrientes, Timbúes y Paso de los Libres se realizó un pronóstico a 32 meses (enero/2013-agosto/2015) teniendo en cuenta el último subperíodo: 1993-2012. La validación de los modelos fue incluida. Además, se realizó un estudio de distintos posibles escenarios a futuro en la estación Corrientes, contrastando los mismos con los valores registrados en ese período. En este sentido, con el análisis realizado, se pretendió encontrar modelos estadísticos que permitan contribuir al monitoreo del caudal mensual en la Cuenca del Plata, con el objetivo de asistir a los tomadores de decisión en la mitigación de los impactos negativos en la región.

*Palabras clave: Cuenca del Plata; SARIMA; Pronóstico; Escenarios*

**STATISTICAL MODELING FOR THE MONTHLY STREAMFLOW IN THE SOUTH OF THE LA PLATA BASIN****ABSTRACT**

Hydrological studies in the La Plata basin are important as it is a source capable of providing water to several countries in South America, a large navigable network and rich in mineral resources. However, the necessity of these studies is highlighted by the frequent floods that occur in it. In this work, it is proposed to employ the statistical modelling through the Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average (SARIMA) models, with the aim to represent and forecast the time series for monthly streamflow in different stations in the La Plata Basin. Proper models were proposed for the monthly streamflow time series in Timbúes station (Paraná

River) for five subtemporal periods of twenty years from 1913 to 2012. Moreover, for Corrientes, Timbúes and Paso de los Libres stations, a forecast for 32 months (January/2013-August/2015) was carried out taking into consideration the last subperiod, 1993-2012. The validation of the models was considered. Finally, forecast with different future scenarios were done in Corrientes station, and a comparison with the gauged values was included. In this way, it was pretended to find a statistical models in order to contribute to the monitoring of the monthly discharge in the La Plata Basin with the objective to mitigate negative impacts in the region.

*Keywords: La Plata Basin; SARIMA; Forecast; Scenarios*

## 1. INTRODUCCIÓN

El río Paraná es considerado uno de los ríos más importantes del mundo con una longitud aproximada de 3940 km., a su vez el río Uruguay presenta una extensión longitudinal menor y características fisiográficas distintas al anterior. Sin embargo, ambos ríos resultan de gran importancia en lo que refiere a la producción y la demanda hidroeléctrica, así como también en el suministro de agua a la actividad agrícola y ganadera en los países que integran la Cuenca del Plata. Por otra parte, estos ríos constituyen vías de comunicación y de transporte fluvial, es decir, actúan como conectores de centros de producción. Asimismo, dado el gran impacto que tienen ambos ríos en la sociedad, el monitoreo constante del río Paraná y el río Uruguay es necesario no solo para minimizar el riesgo de inundación, sino también para alertar sobre las bajantes que ocasionan inconvenientes en la toma de agua en diferentes localidades ribereñas. Es decir, la prevención, las redes de monitoreo, y los programas de alerta de eventos hidrológicos extremos implican a futuro importantes beneficios sociales, económicos y ambientales.

En las últimas décadas, la aplicación de modelos estadísticos en variables comprendidas en el área climatológica e hidrológica ha adquirido mayor demanda, no solo en el modelado de las mismas sino también para su pronóstico. Los modelos estocásticos como los autoregresivos de media móvil (ARMA), los modelos autoregresivos integrados de media

móvil (ARIMA) de Box y Jenkins (1976) o los modelos estacionales autoregresivos integrados de media móvil (SARIMA), son algunos de los utilizados debido a su bajo costo computacional como así también por su rápida implementación.

Diversos autores han considerado la metodología estadística desarrollada por Box y Jenkins en el estudio de distintas variables meteorológicas como temperatura, viento, precipitación y caudal, entre otras. Torres et al. (2005) realizaron un pronóstico del promedio horario de la velocidad del viento en Navarra, España. Concluyeron que estos modelos resultaban útiles en un pronóstico a corto plazo. Por otra parte, Cadenas y Rivera (2007) obtienen resultados adecuados en el pronóstico de la velocidad del viento en el sur de la costa de Oaxaca, México, para permitir luego una optimización de las plantas de generación de energía eléctrica.

Con respecto a la precipitación se aplicaron los modelos ARMA para obtener pronósticos a corto plazo en la cuenca del río Sieve en Italia (Toth et al., 2000) y en estaciones meteorológicas localizadas en el estado de Colorado (EE.UU) y el río Arno (Italia), (Burlando et al., 1992). En la India se desarrolló un modelado estadístico de precipitación mediante modelos ARIMA, Chattopadhyay y Chattopadhyay (2010) realizaron estudios con el Monzón de verano y Narayanan et al. (2013) con el período pre-Monzónico (marzo, abril y mayo).

En los últimos años se han implementado diferentes modelos estadísticos en el continente

africano. Estudios relacionados con los modelos SARIMA fueron realizados en distintas municipalidades de Ghana teniendo como objetivo obtener un modelo de precipitación mensual, como así también un pronóstico de la misma con el propósito de mitigar impactos negativos en el sector agricultor (Sampson et al., 2013). Afrifa-Yamohah et al. (2016) también consideraron los modelos SARIMA para el pronóstico mensual de la precipitación en Brong Ahafo, otra región de Ghana. Los autores encontraron un modelo que representaba el comportamiento de un modo significativo para un período de dos años, teniendo en cuenta su validación. Otro de los países en donde se aplicaron los modelos SARIMA fue en una región de Kenia (Kibunja et al., 2014), donde los autores seleccionaron un modelo apropiado de pronóstico de precipitación y su precisión para pronosticar la misma. En Warri Tower, Nigeria, el modelado de la precipitación y su pronóstico fue realizado con modelos estacionales ARIMA, encontrando un año de pronóstico adecuado (Eny y Adeyeye, 2015).

Por otro lado, el trabajo desarrollado por Mohammed (2015) podría ser un claro ejemplo de la aplicación de estos modelos estadísticos en el área hidrológica. En el mismo se pronosticó la cantidad de escorrentía para el año 2011 utilizando el promedio de todas las estaciones de medición dentro de cada estado de EE.UU, a partir de los modelos SARIMA y ARIMA. Por otro lado, en el mismo trabajo el autor sugiere que debido al cambio climático la escorrentía no puede ser pronosticada a más de un año.

Conocer el caudal de los ríos es de gran importancia para la navegación de los mismos, es por ello que De Figueiredo y Blanco (2016) modelaron el nivel del agua del río Amazonas utilizando modelos SARIMA con un horizonte de pronóstico a 24 meses encontrando resultados satisfactorios. Asimismo, en el río Caroní, Venezuela, el modelado de la serie temporal mensual del caudal en el periodo 1950-2003 fue realizado mediante modelos SARIMA (Bello et al., 2010), encontrando mediante un análisis de

los residuos un modelo adecuado.

En Argentina, los modelos autoregresivos (AR) fueron implementados por Pierini et al. (2012), en el pronóstico del caudal diario del río Colorado, los resultados obtenidos por esta metodología no resultaron tan precisos al momento de la validación.

El principal objetivo del presente trabajo fue seleccionar un modelo estocástico SARIMA (Wei, 2005) con el propósito de representar las series temporales del caudal mensual en tres estaciones de referencia: Timbúes, Corrientes y Paso de los Libres. Además, con una adecuada selección del modelo se pretendió desarrollar un pronóstico del caudal mensual. Finalmente, se plantearon distintos escenarios futuros, físicamente posibles, en la estación Corrientes, con el fin de definir un modelo que resulte una herramienta útil de monitoreo para los tomadores de decisión, permitiendo así la reducción de los impactos negativos en la baja Cuenca del Plata.

## 2. DATOS Y METODOLOGÍA

Los datos medios mensuales (período 1993-2015) de la Base de Datos Hidrológica Integrada (BDHI) publicada por la Subsecretaría de Recursos Hídricos de la República Argentina fueron considerados de las estaciones del río Paraná (Timbúes y Corrientes) y río Uruguay (Paso de los Libres) (Figura 1). Un primer estudio exploratorio fue realizado en la estación de Timbúes para el período 1913 -2012.

Desde la década del setenta un cambio en la tendencia del caudal fue establecido por García y Vargas (1998), y por Jaime y Menéndez (2002) en la Cuenca del Plata. Dada esta situación, se decidió analizar la presencia de este cambio en las series temporales utilizando el test de salto climático de Yamamoto (Yamamoto et al., 1987).

Por otra parte, el modelado estadístico empleado en este estudio consideró los modelos propuestos por Box and Jenkins (1976). Estos autores formularon modelos estocásticos para el estudio

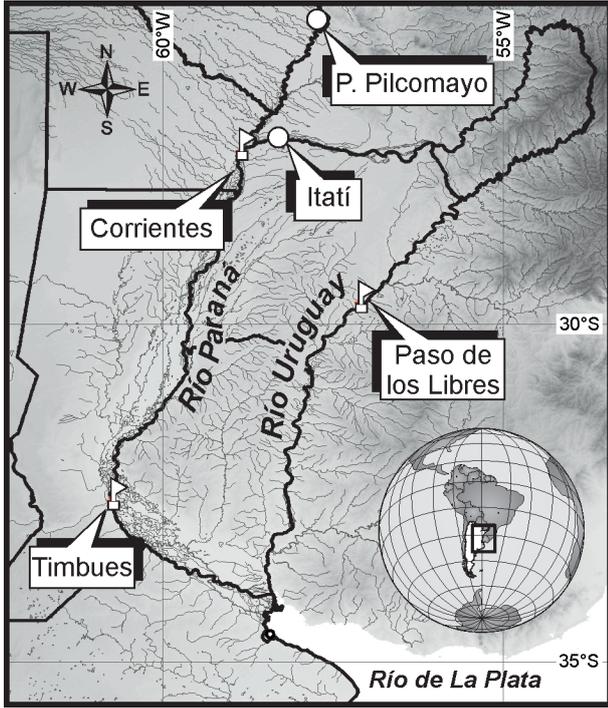


Figura 1: Ubicación geográfica de las estaciones de medición Corrientes, Timbúes, Paso de los Libres, Itatí y Puerto Pilcomayo en la Cuenca del Plata.

de las series de tiempo, como por ejemplo los modelos ARMA (Ec. 1)

$$\phi(B)Z_t = \theta(B)a_t + c \tag{1}$$

Donde  $\phi(B)$  y  $\theta(B)$  representan los términos asociados a la parte autoregresiva y de promedios móviles, respectivamente;  $c$  es un término constante en el modelo. Además, la Ec. (1) podría representarse de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \dots - \phi_p Z_{t-p} \\ = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \end{aligned} \tag{2}$$

con  $a_t \sim WN(0, \sigma^2)$ .

Los errores ( $a_t$ ) siguen una distribución de ruido blanco con media cero y varianza  $\sigma^2$ . Los parámetros  $p$  y  $q$  representan el orden de la parte autoregresiva (AR) y promedios móviles (MA), respectivamente.

Los  $\phi_i$ , con  $0 \leq i \leq p$ , representan los parámetros estimados asociados a la parte AR, mientras que

los  $\theta_i$ , con  $0 \leq i \leq q$ , están asociados a la parte MA. La combinación de ambos parámetros da lugar a los modelos ARMA.

Sin embargo, debido al supuesto de estacionaridad en las series temporales que estos modelos presentan, los modelos autoregresivos integrados de medias móviles (ARIMA) fueron desarrollados. Estos modelos permiten transformar las series temporales no estacionarias a estacionarias.

$$Z_t \sim ARIMA(p, d, q) \tag{3}$$

si  $\phi_i(B)(1 - B)^d Z_t = \theta_q(B)u_t$  y con  $d$  el orden de la diferencia a considerar ( $d > 0$ ). Si  $W_t = (1 - B)^d Z_t$ , el proceso  $Z_t \sim ARMA(p, q)$ , con  $u_t \sim WN(0, \sigma^2)$ .

En particular, en este trabajo se implementó el modelado estadístico considerando la presencia de cierta estacionalidad en las series temporales utilizando los modelos estacionales autoregresivos integrados de medias móviles (SARIMA). Los modelos SARIMA permiten estudiar series temporales que no presentan un proceso estacionario, como así también series temporales que presentan cierta estacionalidad. Los modelos SARIMA se representan de la siguiente manera: SARIMA  $(p, d, q)(P, D, Q)_S$ , siendo  $(p, d, q)$  la parte ordinaria, y  $(P, D, Q)_S$  la parte estacional de la serie de tiempo (implementado por Hyndman, 2016). En general, el modelo puede ser expresado de la siguiente manera (Ec. 4):

$$\begin{aligned} \phi_{is}(B_s)\phi_i(B)(1 - B_s)^D(1 - B)^d Z_t \\ = \theta_q(B_s)\theta_q(B)u_t \end{aligned} \tag{4}$$

con  $\phi_i, 0 \leq i \leq p, \phi_{is}, 0 \leq i \leq P, \theta_i, 0 \leq i \leq q, \theta_{is}, 0 \leq i \leq P$ .

$D > 0$  el orden de la diferencia asociada a la parte estacional del modelo.

Es importante mencionar, que en todos los casos se consideró  $p, q, P$  y  $Q$  menores o iguales a 2 para obtener así modelos parsimoniosos (modelos sencillos). En este sentido, considerar

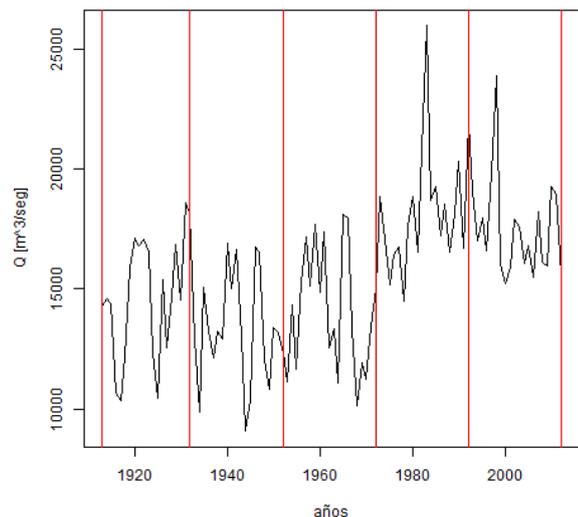


Figura 2: Serie temporal del caudal medio anual en la estación Timbúes para el período 1913-2012. En líneas rojas se marca los subperíodos: 1913-1932; 1933-1952; 1953-1972; 1973-1992; 1993-2012.

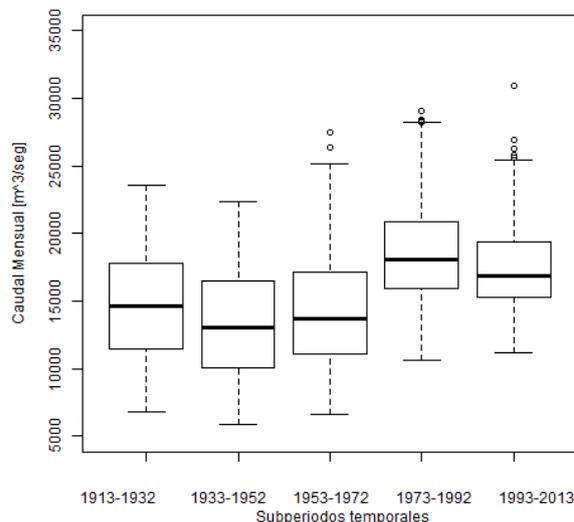


Figura 3: Boxplot correspondiente a cada subperíodo temporal estudiado para el caudal mensual en la estación Timbúes. Se muestran los principales cuartiles (25 %, 50 %, 75 %) junto con los valores extremos (círculos).

un modelo con un orden mayor de parámetros podría significar un estudio más complejo y más costoso computacionalmente.

Con el objetivo de modelar las series de caudal mediante el mejor modelo estadístico posible se consideraron métodos de identificación (función de autocorrelación (ACF), autocorrelación parcial (PACF)), estimación de los parámetros del modelo y métodos de diagnóstico. Para ello, el estudio de los residuos fue realizado mediante diferentes técnicas (ACF, PACF) y test estadísticos, como el de Ljung-Box con la hipótesis nula que los datos considerados se distribuyen de forma independiente (5 % de nivel de significancia). Para la selección del modelo, un cierto compromiso entre la ACF, PACF y el test de Ljung-Box fue establecido.

Además, si dos o más modelos resultaban ser representativos de las series temporales, se seleccionó al mejor mediante el criterio de Akaike (AIC), es decir, el modelo con menor valor de AIC. Como así también se tuvieron en cuenta otros

índices: el error medio (ME), error cuadrático medio (RMSE), error medio absoluto (MAE), error porcentual medio (MPE) y error absoluto porcentual medio (MAPE).

Finalmente, un pronóstico para el caudal mensual fue desarrollado para el período 01/2013 a 08/2015 (32 meses) considerando el subperíodo de 20 años (1993-2012) en Timbúes, Corrientes y Paso de los Libres (Ec. 5).

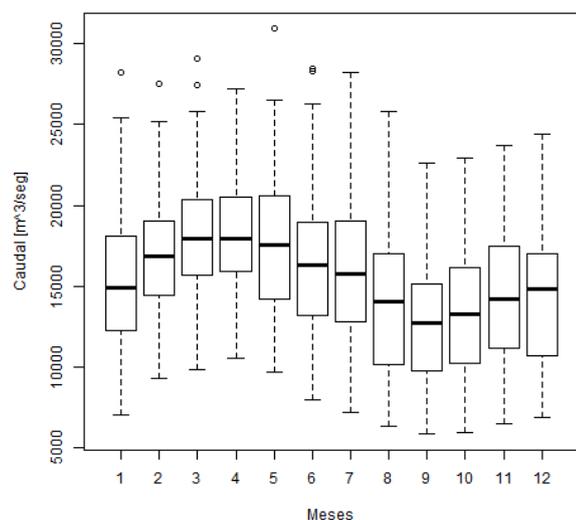
$$\phi_{is}(B_s)\phi_i(B)(1 - B_s)^D(1 - B)^d Z_{t+1} = \theta_q(B_s)\theta_q(B)u_{t+1} \quad (5)$$

Los datos desde enero 2013 a agosto 2015 fueron tenidos en cuenta para validar el pronóstico mensual del caudal (Stoffer, 2016).

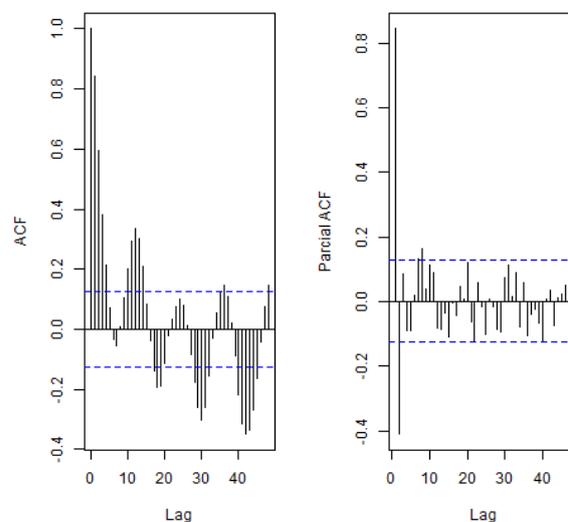
### 3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

#### 3.1. Análisis exploratorio en la estación Timbúes (río Paraná)

De acuerdo a estudios previos relacionados con



*Figura 4:* Boxplot correspondiente al caudal medio mensual para el período 1913-2012. Se muestran los cuartiles (25 %, 50 %, 75 %) junto con sus valores outliers (círculos).



*Figura 5:* ACF (izq.) representa la función de autocorrelación y PACF (der.) representa la función de autocorrelación parcial de la serie de caudal mensual en la estación Timbúes para el subperíodo 1913-1932.

la tasa de precipitación, y en consecuencia a los cambios presentes en los valores del caudal en la Cuenca del Plata en las últimas décadas del siglo XX se analizó la presencia de un cambio en los valores medios de caudal anual de la estación Timbúes (Figura 2) mediante el test de Yamamoto. Los resultados obtenidos concuerdan con la bibliografía ya mencionada, ubicando un cambio notorio en el año 1973. De acuerdo a este resultado, la serie temporal fue dividida en cinco subperíodos de veinte años: 1913-1932; 1933-1952; 1953-1972; 1973-1992; 1993-2012.

Para sintetizar el comportamiento del caudal en cada período se realizaron gráficos de boxplot, en donde se muestran los percentiles: 25, 50 y 75, junto con el valor máximo, mínimo y valores outliers (Figura 3). A partir de la misma se observó un cambio en el valor medio, siendo más notorio desde el cuarto período. Además, se halló un mayor número de casos extremos para los últimos dos períodos temporales.

Por otro lado, se exploró la estacionalidad en

la serie de tiempo correspondiente a la estación Timbúes. En este sentido, fue clara la presencia de una onda anual (Figura 4), con el máximo medio mensual de caudal presente en los meses de marzo y abril, y el mínimo alrededor del mes de septiembre.

Dentro del estudio exploratorio del caudal mensual de la estación Timbúes para cada subperíodo se analizaron las autocorrelaciones y las autocorrelaciones parciales (se presentan solo los gráficos correspondientes al primer subperíodo). En la Figura 5 se exhiben los valores de la autocorrelación de la serie de caudal, los mismos resultaron significativos en la mayoría de los primeros 12 meses, lo que estaría implicando la presencia de una componente no estacionaria en la serie. Por tal motivo se decidió diferenciar la serie una vez y se calculó la función de autocorrelación de la serie diferenciada. En la Figura 6 es posible ver con mayor detalle la estacionalidad de la serie (onda anual), por este motivo la serie fue diferenciada estacionalmente.

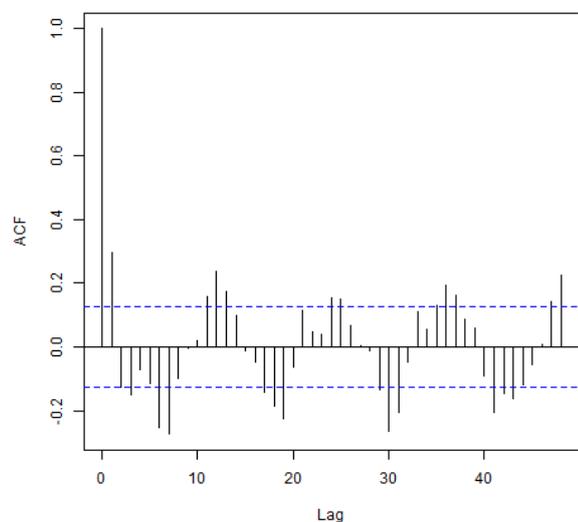


Figura 6: Función de autocorrelación (ACF) de la serie diferenciada en la estación Timbúes del caudal mensual correspondiente al período 1913-1932.

Una vez decidida la diferenciación estacionaria y estacional se plantearon todas las posibles combinaciones de  $p$  y  $q$  entre 0 y 2, y  $P$  y  $Q$  entre 0 y 1. Los 36 modelos obtenidos fueron estudiados considerando el análisis de los residuos con la función de autocorrelación y la función de autocorrelación parcial, y el test de Ljung-Box para establecer así los modelos más adecuados para cada subperíodo temporal. Para decidir el mejor modelo se calcularon los siguientes índices: AIC, ME, RMSE, MAE, MPE y MAPE. En la Tabla I se presentan los valores de estos índices para todos los modelos del primer subperíodo.

De acuerdo al análisis anterior, el modelo seleccionado para el primer subperíodo resultó ser el SARIMA  $(1, 1, 2)(0, 1, 1)_{12}$ . Igual procedimiento se realizó con los otros subperíodos, los modelos seleccionados fueron para el segundo período (1933-1952) el SARIMA  $(2, 1, 2)(1, 1, 1)_{12}$  y para el tercer período (1953-1972) el modelo SARIMA  $(1, 1, 2)(0, 1, 1)_{12}$ .

El cuarto y el quinto período no pudieron ser

bien modelados por ninguna de las 36 posibles combinaciones consideradas en los subperíodos precedentes. Estos dos últimos períodos exhibieron la particularidad de presentar valores muy extremos (asociados a eventos Niño). Como una primera solución para poder modelar a estos subperíodos se decidió reemplazar los valores extremos por sus respectivos percentiles 95, para de esta forma suavizar el valor extremo sin ser eliminado del análisis y sin cambiar a una metodología robusta.

Con estas nuevas series se procedió al mismo análisis anterior, dando como resultado la particularidad de que en ambos subperíodos no fue necesario diferenciar la componente no estacional de la serie. Es decir, el modelo SARIMA  $(2, 0, 2)(1, 1, 1)_{12}$  pudo ser considerado para modelar el cuarto período, con la salvedad de que se observó en los residuos un lag significativo a los 18 meses. Por otra parte, para el último subperíodo el modelo SARIMA  $(1, 0, 2)(0, 1, 1)_{12}$  fue utilizado para modelar la serie temporal. En este caso, el lag 38 resultó significativo en el análisis de la ACF y la PACF de los residuos.

De acuerdo a los modelos previos seleccionados, en la Tabla II se presentan los coeficientes asociados a cada modelo para cada subperíodo.

### 3.2. Pronóstico SARIMA para la estación Timbúes

Habiendo mostrado que los cinco subperíodos temporales de la estación Timbúes no pudieron ser representados por un único modelo, se utiliza el quinto período (1993-2012) para el pronóstico de los siguientes 32 meses (01/2013 a 08/2015). El mismo procedimiento fue realizado en las estaciones Corrientes y Paso de los Libres.

El modelo SARIMA  $(1, 0, 2)(0, 1, 1)_{12}$  se utilizó para el pronóstico mensual a 32 meses para la estación Timbúes (Figura 7). Además, se exhiben las bandas de un desvío estándar para representar un cierto intervalo de confianza y los valores reales medidos para mostrar la validación

p	d	q	P	D	Q	AIC	ME	RMSE	MAE	MPE	MAPE
0	1	0	0	1	0	4240,52	45,35	2668,20	2072,47	-0,73	16,12
1	1	0	0	1	0	4236,36	39,35	2632,10	2047,27	-0,57	15,93
2	1	0	0	1	0	4217,56	44,26	2513,21	1974,26	-0,59	15,16
0	1	1	0	1	0	4230,87	36,64	2600,16	2035,17	-0,47	15,80
1	1	1	0	1	0	4228,97	39,31	2577,75	2017,27	-0,51	15,58
2	1	1	0	1	0	4217,74	46,18	2503,01	1971,50	-0,62	15,17
0	1	2	0	1	0	4222,41	46,15	2540,45	1986,34	-0,64	15,23
1	1	2	0	1	0	4204,96	63,47	2414,99	1879,33	-1,04	14,60
2	1	2	0	1	0	4218,35	45,31	2494,93	1957,70	-0,61	15,06
0	1	0	1	1	0	4197,11	27,32	2400,43	1889,38	-0,89	14,45
1	1	0	1	1	0	4189,88	21,95	2350,88	1827,15	-0,67	13,95
2	1	0	1	1	0	4169,27	23,25	2235,14	1774,01	-0,75	13,49
0	1	1	1	1	0	4182,32	19,72	2311,13	1797,89	-0,57	13,68
1	1	1	1	1	0	4182,02	21,39	2299,90	1792,09	-0,63	13,61
2	1	1	1	1	0	4168,79	24,49	2222,45	1776,95	-0,81	13,52
0	1	2	1	1	0	4177,12	25,57	2275,61	1786,05	-0,79	13,53
1	1	2	1	1	0	4159,91	29,03	2161,57	1699,05	-1,39	13,12
2	1	2	1	1	0	4170,43	24,15	2220,64	1764,21	-0,77	13,45
0	1	0	0	1	1	4120,01	50,80	1882,33	1500,84	-0,84	11,47
1	1	0	0	1	1	4115,58	42,60	1855,74	1477,96	-0,69	11,29
2	1	0	0	1	1	4096,43	49,61	1770,59	1405,08	-0,71	10,73
0	1	1	0	1	1	4110,27	39,16	1833,94	1452,73	-0,61	11,10
1	1	1	0	1	1	4110,02	41,76	1824,87	1449,29	-0,65	11,05
2	1	1	0	1	1	4095,18	57,27	1757,74	1387,66	-0,68	10,64
0	1	2	0	1	1	4103,81	53,50	1799,84	1438,92	-0,77	10,98
<b>1</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>4093,54</b>	<b>55,91</b>	<b>1746,21</b>	<b>1371,52</b>	<b>-1,03</b>	<b>10,57</b>
2	1	2	0	1	1	4096,42	51,67	1754,46	1387,55	-0,68	10,65
0	1	0	1	1	1	4122,01	50,75	1882,19	1500,74	-0,84	11,47
1	1	0	1	1	1	4117,58	42,47	1855,32	1477,67	-0,69	11,29
2	1	0	1	1	1	4098,42	49,34	1769,72	1404,39	-0,71	10,73
0	1	1	1	1	1	4112,27	39,02	1833,46	1452,56	-0,61	11,09
1	1	1	1	1	1	4112,02	41,76	1824,88	1449,30	-0,65	11,05
2	1	1	1	1	1	4097,12	56,78	1756,07	1386,99	-0,69	10,64
0	1	2	1	1	1	4105,81	53,60	1800,06	1439,08	-0,77	10,98
1	1	2	1	1	1	4095,54	56,10	1746,43	1371,74	-1,03	10,57
2	1	2	1	1	1	4098,38	51,20	1753,04	1386,75	-0,69	10,65

Tabla I: Criterio de Akaike (AIC), el error medio (ME), error cuadrático medio (RMSE), error medio absoluto (MAE), error porcentual medio (MPE) y error absoluto porcentual medio (MAPE) para las 36 posibles combinaciones de los modelos SARIMA del caudal medio mensual en el período 1913-1932 para la estación Timbúes. En negrita se destaca el modelo seleccionado SARIMA (1, 1, 2)(0, 1, 1)<sub>12</sub>.

Período	1913-1932	1933-1952	1953-1972	1973-1992	1993-2012	
<b>Modelo SARIMA</b>	(1, 1, 2) (0, 1, 1)	(2, 1, 2) (1, 1, 1)	(1, 1, 2) (0, 1, 1)	(2, 0, 2) (1, 1, 1)	(1, 0, 2) (0, 1, 1)	
<b>Coefficientes</b>	ar1	0,676 (0,111)	0,502 (0,224)	0,649 (0,086)	1,414 (0,350)	0,636 (0,111)
	ar2		0,240 (0,204)		-0,474 (0,272)	
	ma1	-0,540 (0,111)	-0,421 (0,202)	-0,562 (0,094)	-0,467 (0,341)	0,476 (0,141)
	ma2	-0,361 (0,063)	-0,580 (0,201)	-0,362 (0,070)	-0,210 (0,089)	0,102 (0,092)
	sar1		0,161 (0,086)		0,103 (0,087)	
	sma1	-1,000 (0,057)	-0,850 (0,064)	-1,000 (0,076)	-0,900 (0,073)	-0,904 (0,065)

Tabla II: Coeficientes de los parámetros de los modelos SARIMA seleccionados para cada uno de los subperíodos en la estación Timbúes. (Entre paréntesis su respectivo desvío estándar).

del modelo. Por lo observado, el modelo podría considerarse preciso hasta el año y medio. Sin embargo, los meses de medición correspondientes a julio y agosto no están dentro del intervalo de confianza. En relación a esto, en la Figura 8 se presenta la distribución del máximo absoluto mensual. A partir de la misma se observa que la mayor frecuencia de ocurrencia resultó ser durante la estación de otoño (marzo y abril). Pero, en un 10% de los años el valor máximo mensual sucedió durante el mes de julio. Así mismo, según el informe del Instituto Nacional del Agua (Goniadzki et al.,2013a) en el mes de julio de 2013 se produjo la entrada inesperada de una onda de crecida que llevo al aumento del caudal y en consecuencia al aumento en la altura del río, dando lugar a alertas de riesgo de inundación y evacuaciones en varios sectores de la Cuenca del Plata. Es necesario mencionar la situación registrada en el mes de febrero de 2013, donde el modelo representó un continuo aumento en el caudal durante los primeros meses. Mientras que la situación registrada fue una bajante en el caudal debido a las anomalías de precipitación ocurridas en los meses precedentes (Goniadzki et al.,2013b).

### 3.3. Pronóstico SARIMA para las estaciones de Corrientes y Paso de los Libres

Para la estación Corrientes (período 1993-2012) el modelo SARIMA (1, 1, 2)(1, 1, 1)<sub>12</sub> fue

seleccionado. Para este modelo, una previa atenuación de los valores outliers debió ser realizada, y la diferencia ordinaria fue considerada (d=1). Sin embargo, en el análisis de los residuos de la ACF y la PACF, los lags 15 y 26 presentaron cierta significancia (Figura 9 y Figura 10). Por otra parte, los p-valores correspondientes al test de Ljung-Box resultaron ser mayores a 0,05 (Figura 11). El pronóstico a 32 meses fue realizado teniendo en cuenta el modelo anterior (Figura 12), observándose que en los meses de febrero, julio y agosto el pronóstico no representó fehacientemente a los valores medidos, en concordancia a la bajante y crecida mencionada en el ítem anterior.

Para la estación de Paso de los Libres (río Uruguay) el modelo SARIMA (1, 0, 2)(0, 1, 1)<sub>12</sub> fue encontrado como el modelo que mejor representó esta serie temporal. La única diferencia con el análisis en la estación Corrientes fue que en este caso, la atenuación de los valores extremos no presentó ninguna mejoría en el modelado, por tal motivo no fue tenida en cuenta. De acuerdo al análisis de la ACF de los residuos, no se encontraron lag significativos para los primeros 40, sin embargo, en el estudio de la PACF el lag 10 resultó significativo. De todas maneras, los p-valores asociados al test de Ljung-Box superaron el valor 0,05 para los primeros 40 lag. Luego, con la selección del modelo, el pronóstico del caudal mensual a 32

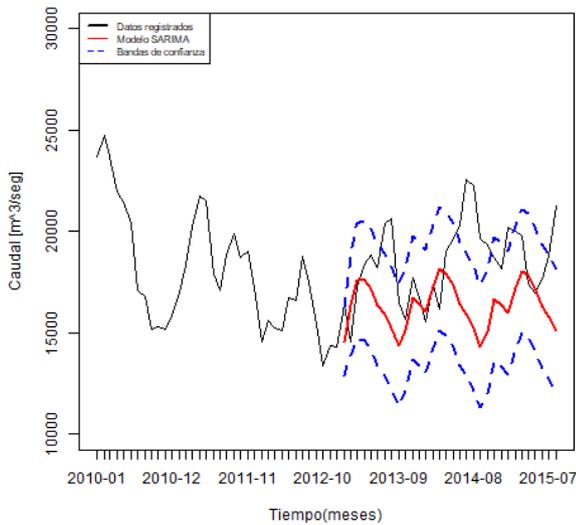


Figura 7: Pronóstico y validación para la estación Timbúes mediante el modelo SARIMA  $(1, 0, 1)(0, 1, 1)_{12}$  (línea roja). Líneas punteadas azules representan un desvío respecto del valor pronosticado. En líneas negras los valores observados de caudal medio mensual.

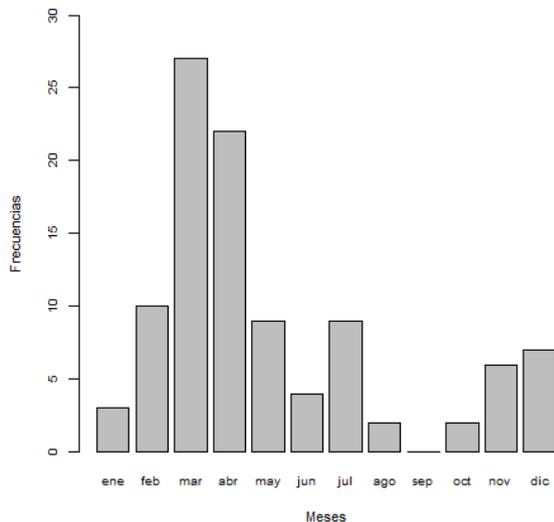


Figura 8: Distribución de la ocurrencia del máximo absoluto de caudal mensual en Timbúes para el período 1913-2012.

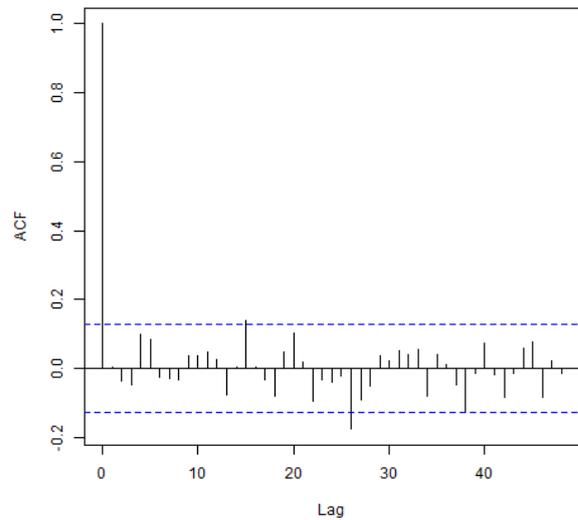


Figura 9: Función de autocorrelación (ACF) de los residuos del modelo SARIMA  $(1, 1, 2)(1, 1, 1)_{12}$  del caudal mensual correspondiente al período 1993-2012 en la estación Corrientes.

meses en esta estación fue realizado (Figura 13). Se observó que tanto enero como abril, no están dentro del intervalo de confianza (valor modelado a futuro +/- un desvío estándar). Sin embargo, teniendo en cuenta dos desvíos estándar dichos valores entrarían dentro del intervalo. Sin tener en cuenta estos dos meses, el pronóstico sería prácticamente preciso para al menos un año y medio (plazo de tiempo concordante con la bibliografía existente).

### 3.4. Modelado exploratorio de distintos escenarios en la estación Corrientes

En base a los resultados encontrados para el modelado de las series se decidió plantear para la estación Corrientes, en el río Paraná, distintos escenarios para estos 32 meses incorporando variables regresoras al modelo considerado previamente (ítem 3.3). Dado que la estación Itatí está situada aproximadamente a 61 km. de la estación Corrientes, se plantearon distintas magnitudes del caudal mensual en dicha estación. Se seleccionaron los años en donde el caudal

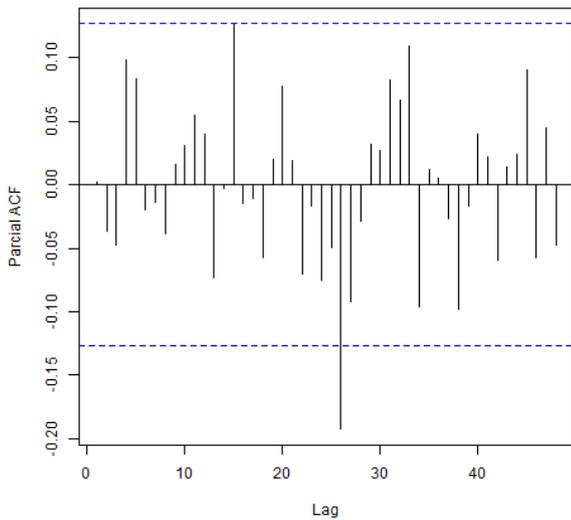


Figura 10: Función de autocorrelación parcial (PACF) de los residuos del modelo SARIMA  $(1, 1, 2)(1, 1, 1)_{12}$  del caudal mensual correspondiente al período 1993-2012 en la estación Corrientes.

anual acumulado del período 1993-2012 fuese máximo y mínimo. Además, se incluyó en el estudio la onda media de caudal. Se consideró también el caudal de uno de los ríos afluentes (Paraguay) medido en la estación Puerto Pilcomayo, seleccionando nuevamente los años de máximo y mínimo, y la onda media de caudal. Una vez identificados los años se tomaron los valores mensuales correspondientes. Se simularon las 3 situaciones de caudal máximo ( $Q_{max}$ ), mínimo ( $Q_{min}$ ) y medio ( $Q_{med}$ ). Como así también se planteó el escenario de persistencia con el caudal de los últimos 12 meses ( $Q_{12}$ ) en ambas estaciones.

La Figura 14 muestra el caudal simulado para los diferentes escenarios, en conjunto con los valores registrados en el período 1/2013- 8/2015 en la estación Corrientes. Por un lado se observa, que al considerar el modelo inicial SARIMA  $(1, 1, 2)(1, 1, 1)_{12}$  sin incluir variables regresoras o el escenario  $Q_{med}$ , ambos no presentaron diferencias. Lo anterior es de esperar ya que el modelo inicial está representando

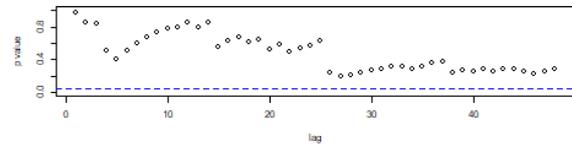


Figura 11: P-values del test Ljung-Box de los residuos del modelo SARIMA  $(1, 1, 2)(1, 1, 1)_{12}$  en la estación Corrientes para el período 1993-2012.

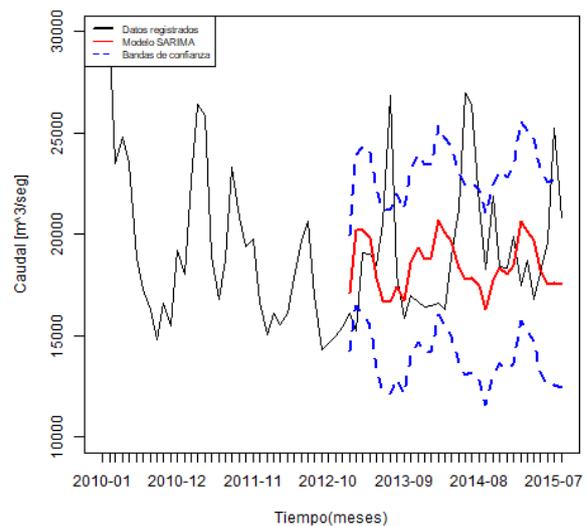
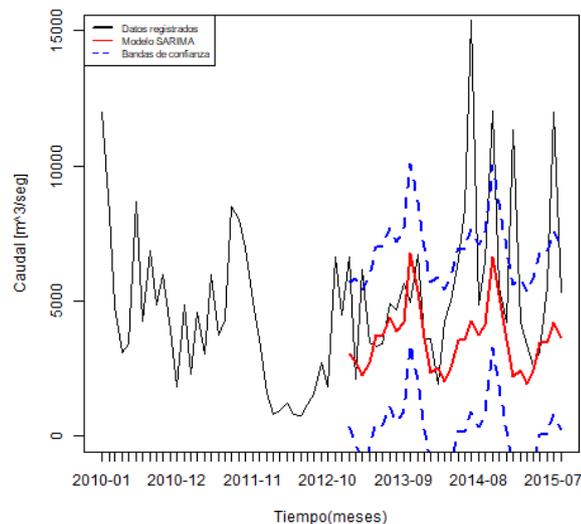


Figura 12: El caudal mensual pronosticado para la estación Corrientes mediante el modelo SARIMA  $(1, 1, 2)(1, 1, 1)_{12}$  (línea roja). Líneas punteadas azules representan un desvío estándar respecto del valor pronosticado. En líneas negras los valores observados de caudal medio mensual.

el comportamiento medio del caudal en la estación Corrientes lo que estaría incluyendo el comportamiento medio del caudal en Pilcomayo e Itatí.

Al considerar el escenario  $Q_{12}$ , el pronóstico presentó una notable mejoría con respecto al modelo inicial. Es posible apreciar que el modelo logra simular la ocurrencia del máximo y del mínimo, con algunas subestimaciones dada las características extraordinarias de la crecida



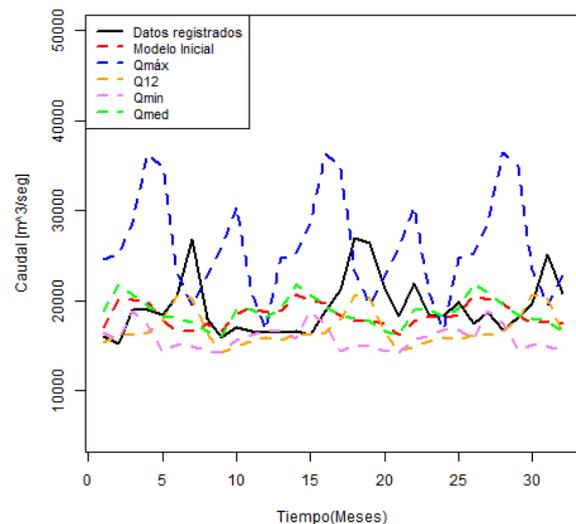
*Figura 13:* El caudal mensual pronosticado para la estación Paso de los Libres mediante el modelo SARIMA  $(1, 0, 2)(0, 1, 1)_{12}$  (línea roja). Líneas punteadas azules representan un desvío estándar respecto del valor pronosticado. En líneas negras los valores observados de caudal medio mensual.

ocurrida en julio/agosto de 2013 (ya mencionada en el ítem 3.2).

En el escenario de los mínimos caudales ( $Q_{min}$ ) se modeló con un mínimo error lo realmente ocurrido en los primeros tres meses del año. Esto se debió a que los registros del río Paraguay en la estación Puerto Pilcomayo y en el río Paraná en la estación Itatí presentaron valores cercanos al escenario considerado de valores mínimos extremos.

Es interesante destacar que estos tres escenarios ( $Q_{med}$ ,  $Q_{min}$ ,  $Q_{12}$ ) se encuentran en un rango medio de valores de 4000 m<sup>3</sup>/seg. Dicha variabilidad se encuentra dentro de la variabilidad intercuartil propia de la serie de caudal mensual en la estación Corrientes.

Por otra parte, en la simulación del escenario extremo de caudal máximo  $Q_{max}$ , se obtuvieron



*Figura 14:* Diferentes escenarios de pronóstico en la estación Corrientes para el período 1/2013-8/2015. (Modelo inicial, máximo caudal ( $Q_{máx}$ ), mínimo caudal ( $Q_{mín}$ ), caudal medio ( $Q_{med}$ ) y caudal persistente ( $Q_{12}$ )).

valores superiores a los 35000 m<sup>3</sup>/seg en los meses de abril y mayo. Este escenario estaría representando el mayor caudal registrado en los últimos 20 años, debido a que las variables regresoras emplean los datos del año 1998. En dicho año en la estación Corrientes se registró un caudal medio en abril superior a los 40000 m<sup>3</sup>/seg.

#### 4. CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

El continuo análisis hidrológico en la Cuenca del Plata es necesario dado el potencial riesgo de valores extremos de caudal (inundaciones y bajantes) que provocan daños irreparables en regiones dentro de la cuenca. En este sentido, el monitoreo del caudal mensual es fundamental. Para lo cual, el modelado estadístico resultaría una herramienta útil para mejorar el sistema de alerta y control en el futuro cercano. De esta manera, en este trabajo se empleó el modelado estadístico de acuerdo a los modelos SARIMA, propuesto por Box y Jenkins, para

ciertas estaciones localizadas en la parte baja de la Cuenca del Plata.

El salto en los valores de caudal anual a principios de la década del 70 fue corroborado en la estación Timbúes, en base al mismo y a la evolución temporal de la serie, el estudio del caudal mensual se decidió realizarlo considerando subperíodos temporales de veinte años.

A través de herramientas de identificación, estimación y diagnóstico se propuso modelar las series de 20 años de la estación Timbúes. Para ello, todas las posibles combinaciones de modelos SARIMA con  $p$  y  $q$  entre cero y dos,  $P$  y  $Q$  entre cero y uno fueron contempladas y se seleccionó mediante diferentes índices el mejor modelo para cada subperíodo. Por otra parte fue posible detectar la influencia que implica incluir valores outliers al modelado. Con respecto a los valores extremos, el reemplazo de los mismos por su correspondiente percentil 95 de cada subperíodo temporal permitió una mejor selección del modelo SARIMA en las estaciones del río Paraná.

Por otro lado, es importante mencionar que un único modelo para los cinco subperíodos temporales en la estación Timbúes no fue posible, probablemente relacionado con los cambios que ha sufrido el caudal durante los últimos 100 años. Muchos de esos cambios relacionados con el uso del suelo, el cambio climático, y también con la construcción de presas (Tucci et al., 2009; Saurral et al., 2008).

El pronóstico del caudal mensual realizado para las estaciones de Timbúes, Corrientes y Paso de los Libres para 32 meses presentó ciertas singularidades. Parte de estas singularidades podrían estar relacionadas con ondas de crecida inesperadas para la época del año. De todas maneras, este pronóstico resulta prácticamente óptimo hasta el año y medio.

Por otra parte, el planteo de los diferentes modelos SARIMA en la estación Corrientes permitió reconocer que el modelo autoregresivo simple presentó ciertas inconsistencias

subestimando y sobreestimando los valores reales. Al incorporar variables regresoras, es decir, teniendo en cuenta valores de caudal mensual en dos estaciones predecesoras a la estación Corrientes se plantearon distintos escenarios de posibles estados del caudal. El escenario de caudal medio no exhibió notables diferencias respecto al modelo simple. El caudal máximo ( $Q_{max}$ ) es un escenario extremo que sobrestima a los valores observados, sin embargo, dado que los valores considerados para las variables regresoras representaron valores reales de medición, dicho escenario sería útil de estudiar, si se pronostica un fenómeno ENSO de igual o mayor magnitud que el ocurrido en el año 1998. Por otra parte, el escenario de caudal mínimo ( $Q_{min}$ ) logra estimar los primeros meses del pronóstico pero luego subestima a los valores reales. El modelo persistente ( $Q_{12}$ ) es el que mejor representó el máximo desplazado, que se presentó en el mes de julio. Este escenario permite reconocer un retraso en la ocurrencia del máximo mensual hacia los meses de junio y julio.

En base a los análisis realizados, el estudio de modelos estadísticos particularmente los modelos SARIMA incluyendo variables regresoras podría resultar una herramienta útil para modelar las series temporales, más aún para el pronóstico de las mismas. Estos modelos debido a su rápida implementación, podrían contribuir a la reducción de impactos negativos causados por importantes inundaciones en regiones de intereses económicos y sociales cercanos a los ríos que se proponen en este estudio.

Es importante aclarar que los modelos estadísticos no son las únicas metodologías para prever una mitigación de impactos negativos. Los modelos hidrodinámicos constituyen una parte fundamental para complementar el análisis anterior no solo debido a la incorporación de ecuaciones físicas sino también a la inclusión de la topografía (Jaime y Menéndez, 1997 y Re et al., 2015).

Agradecimientos: A la Subsecretaría de Recursos Hídricos. A los proyectos de investigación PIP 112-201-301-00806 del CONICET, 2002130300014BA de la UBA. A los aportes de la Dra. Elena Martínez. A los dos revisores anónimos por sus valiosos comentarios y discusiones sobre el manuscrito.

## REFERENCIAS

- Afrifa-Yamohah E., Bashiru I., Saeed, I., Azumah, K., 2016. Sarima Modelling and Forecasting of Monthly Rainfall in the BrongAhafo Region of Ghana. *WorldEnvironment* 6(1), 1-9.
- Bello, J., Vega González, C., Perez, E., 2010. Análisis estocástico de una serie cronológica de caudales mensuales. Caso de estudio: Río Caroní, Venezuela. *Revista Ingeniería UC*, Vol. 17, No. 1, 46-54.
- Box, G., Jenkins, G., 1976. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden Day, San Francisco, CA.
- Burlando, P., Rosso, R., Cadavid, L., Salas, J., 1992. Forecasting of short-term rainfall using ARMA models. *Journal of Hydrology* 144, 193-211.
- Chattopadhyay, S., Chattopadhyay, G., 2010. Univariate modelling of summer-monsoon rainfall time series: Comparison between ARIMA and ARNN. *C. R. Geoscience* 342, 100-107.
- Cadenas, E., Rivera, W., 2007. Wind speed forecasting in the SouthCoast of Oaxaca, México, *Renewable Energy*. Vol. 32, no. 12, pp 2116-2128.
- De Figueiredo, N., Cavalcante Blanco, C., 2016. Water level forecasting and navigability conditions of the Tapajós River- Amazon-Brazil. *La Houille Blanche*. Vol. 3, 53-64.
- Eny, D., Adeyeye, F., 2015. Seasonal ARIMA Modeling and Forecasting of Rainfall in Warri Town, Nigeria. *Journal of Geoscience and Environment Protection*. Vol. 3, 91-98.
- García, NO., Vargas, WM., 1998. The temporal climatic variability in the "Rio de la Plata" basin displayed by the rivers discharges. *ClimaticChange*. Vol. 38, 359-379.
- Goniadzki, D., Borús, J., Almeida, G., Díaz, L., Núñez, V., Contreras, G., 2013a. Posibles escenarios hidrológicos en la Cuenca del Plata durante el período agosto-septiembre-octubre de 2013. Instituto Nacional del Agua (INA).
- Goniadzki, D., Borús, J., Almeida, G., Díaz, L., Núñez, V., Contreras, G., 2013b. Posibles escenarios hidrológicos en la Cuenca del Plata durante el período marzo-abril-mayo 2013. Instituto Nacional del Agua (INA).
- Hyndman, R., 2016. Forecasting Functions for Time Series and Linear Models. Package 'forecast'. <http://github.com/robjhyndman/forecast>.
- Jaime, P., Menéndez, A., 1997. Modelo hidrodinámico del río Paraná desde Yaciretá hasta la Ciudad de Paraná. Informe. Instituto Nacional del Agua (INA).
- Jaime, P., Menéndez, A., 2002. Análisis del Régimen Hidrológico de los ríos Paraná y Uruguay. Informe INA-LHA 05-216-02, Comitente: Proyecto Freplata.
- Kibunja, H., Kihoro, J., Orwa, G., Yodah, W., 2014. Forecasting Precipitation Using SARIMA Model: A Case Study of Mt. Kenya Region. *Mathematical Theory and Modeling*. Vol. 4, No. 11.
- Mohammed, V., 2015. Long-term runoff study using SARIMA and ARIMA models in the United States. *Meteorol. Appl.* 22, 592-598.
- Narayanan, P., Basistha, A., Sarkar, S., Sachdeva, K., 2013. Trend analysis and ARIMA modelling of pre-monsoon rainfall data for Western India. *C. R. Geoscience* 345, 22-27.
- Pierini, J., Gómez, E., Telesca, L., 2012. Prediction of water flows in Colorado River, Argentina. *Lat. Am. J. Aquat. Res.* 40(4), 872-880.
- Re, M., Sabarots Gerbec, M., Storto, L., 2015. Estadística de niveles en el Delta del río Paraná mediante modelación hidrodinámica. Séptimo simposio sobre regional sobre hidráulica de ríos.
- Sampson, W., Suleman, N., Gifty, A., 2013. Proposed Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average model for Forecasting Rainfall pattern in the

- Navrongo Municipality of Ghana, *Journal of Environment and Earth Science* 3(12), 80-85.
- Saurral, R., Barros, V., Lettenmaier, D.P., 2008. Land use impact on the Uruguay River discharge. *Geophysical Research Letters*. Vol. 35, 1-6.
- Stoffer, D., 2016. *Applied Statistical Time Series Analysis*. Package 'astsa'. <http://www.stat.pitt.edu/stoffer/tsa4/>.
- Torres, J.L., García, A., De Blasa, M., De Francisco, A., 2005. Forecast of hourly average wind speed with ARMA models in Navarre (Spain). *Solar Energy*. Vol. 79, Issue 1, 65-77.
- Toth, E., Brath, A., Montanari, A., 2000. Comparison of short-term rainfall prediction models for real-time flood forecasting. *Journal of Hydrology* 239, 132-147.
- Tucci, C., 2009. Some scientific challenges in the development of South America's water resources. *Hydrological Sciences Journal*. Vol.46, 937-946.
- Wei, W., 2005. *Time series analysis, univariate and multivariate methods*, Second edition. Addison Wesley Longman Inc/Div Pearson, 1-624.
- Yamamoto, R., Iwashima, T., Sanga, N., Hoshia, M., 1987. Detection of the climatic jumps. XIX IUGG. General Assembly. August 9-22. Vancouver, Canadá.

Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo la licencia Creative Commons, que permite el uso ilimitado, distribución y reproducción en cualquier medio, siempre que la obra original sea debidamente citada.

# Meteorología

## CENTRO ARGENTINO DE METEORÓLOGOS

### COMISIÓN DIRECTIVA

PRESIDENTE:	Alvaro Santiago Scardilli
VICEPRESIDENTE:	Marcela Hebe Gonzalez
SECRETARIA:	Silvina Righetti
PROSECRETARIA:	Carla Natalia Gulizia
TESORERO:	Pablo Cristian Spennemann
PROTESORERO:	Ines Mercedes Leyba
VOCALES TITULARES:	Magdalena Falco Nicolás Rivaben Lorena Judith Ferreira
VOCALES SUPLENTE:	Gonzalo Diaz Alberto Luis Flores Marisol Osman

### TRIBUNAL DE HONOR

TITULARES:	Ines Velasco Olga Clorinda Penalba Matilde Niccolini Rosa Hilda Compagnucci
SUPLENTE:	Ana Graciela Ulke Maria Isabel Gassmann Ana Graciela Ulke

### COMISIÓN REVISORA DE CUENTAS

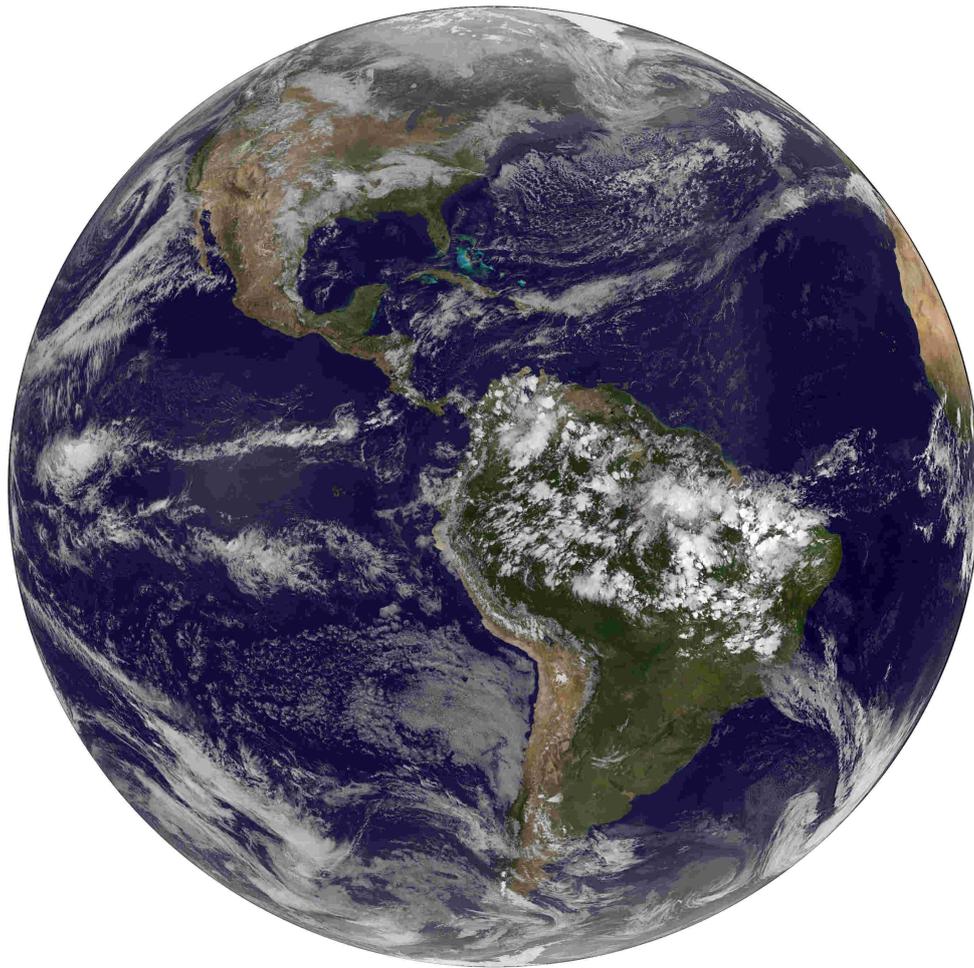
Marcela Torres Brizuela  
María Laura Bettolli

CENTRO ARGENTINO DE METEORÓLOGOS  
CIUDAD UNIVERSITARIA  
PABELLÓN II - PISO 2  
C1428EHA BUENOS AIRES. ARGENTINA  
Tel/Fax: (54)-(11)4783-4224  
e-mail: meteorologica@at.fcen.uba.ar  
web: www.meteorologica.org.ar

# Meteorología

Versión en línea

ISSN 1850-468X



Meteorologica es una publicación on-line de libre acceso editada por el Centro Argentino de Meteorólogos. Los trabajos publicados en la revista pueden consultarse en [www.meteorologica.org.ar](http://www.meteorologica.org.ar) donde además encontrará información sobre las normas de publicación y la política editorial de la revista.

ESTE NÚMERO HA SIDO PARCIALMENTE FINANCIADO POR EL CENTRO ARGENTINO DE METEORÓLOGOS