

VARIABILIDAD TEMPORAL DE LA CONCENTRACIÓN DIARIA DE PRECIPITACIÓN EN LA ARGENTINA

María Paula Llano

Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, FCEyN, UBA. CONICET

(Manuscrito recibido el 1 de julio de 2020, en su versión final el 30 de agosto de 2020)

RESUMEN

En el presente estudio se analiza el comportamiento espacial y temporal de las precipitaciones mediante el índice de concentración diaria de precipitación con una resolución de 1, 5 y 10 milímetros para 24 estaciones meteorológicas en el período 1961-2018. El índice de concentración calculado con una resolución de 1 mm toma valores entre 0,58 y 0,67, sin un patrón definido de comportamiento espacial. Con resolución de 5mm y 10mm, los valores del índice disminuyen y a nivel espacial se hace notorio un gradiente norte – sur. En cuanto a la evolución de los valores de CI, la cantidad de estaciones con tendencias significativas negativas es similar a las positivas, mientras que en magnitud, son mayores en promedio las positivas. Este aumento en la concentración de la precipitación puede llegar a ser un riesgo dependiendo de la evolución de la lluvia asociada.

Palabras clave: concentración, precipitación diaria, tendencia.

TEMPORAL VARIABILITY OF DAILY CONCENTRATION OF PRECIPITATION IN ARGENTINA

ABSTRACT

In the present study, the spatial and temporal behaviour of daily rainfall is analyzed using the daily rainfall concentration index with a resolution of 1, 5 and 10 millimetres for 24 meteorological stations in the period 1961-2018. The index calculated with a resolution of 1 mm takes values between 0.58 and 0.67, without a defined pattern of spatial behaviour. The CI (5 and 10 mm) decrease and a spatial north-south gradient become noticeable. Analyzing the trends, the number of stations with significant negative trends is similar to positive ones, however, in magnitude, positive ones are higher on average. This increase in the concentration of precipitation could become a risk depending on the evolution of the associated precipitation.

Keywords: concentration, daily precipitation, trend

1. INTRODUCCIÓN

La importancia de estudiar las precipitaciones diarias radica en los problemas hidrológicos causados por las altas intensidades y la distribución desigual de las lluvias diarias a lo largo del territorio argentino. La ocurrencia de estos días particularmente lluviosos puede determinar si un año va a ser catalogado como seco o lluvioso. Las lluvias torrenciales pueden ocasionar catástrofes naturales como son las inundaciones, la erosión del suelo o el anegamiento de calles en las ciudades. La concentración de la precipitación puede calcularse mediante diferentes métodos. Uno de ellos se centra en la relación entre la acumulación de la variable y su frecuencia acumulativa. Esta función se conoce como curva de concentración o curva de Lorenz, y el área bajo esa curva es la base para el cálculo del índice de concentración de precipitación diaria CI (Martín-Vide, 2004). Este índice ha sido empleado en varias regiones del mundo: el CI fue calculado en varias regiones de Italia con diferentes enfoques y resultados (Coscarelli y Caloiero, 2012; Caloiero et al., 2019). En Nueva Zelanda dada la naturaleza de la isla los valores de CI presentan un amplio rango de variación (Caloiero, 2014). Analizando el comportamiento con el tiempo, en España la mayor parte del territorio presenta tendencia positiva en el CI en un amplio registro temporal (Serrano Notivoli et al., 2018), mientras que en el norte de China se observaron tendencias negativas en los últimos 50 años (Wang et al., 2019).

En el continente americano se puede mencionar el estudio hecho en Puerto Rico, donde se observa una gran variabilidad del CI dada la diferente topografía del país (Velez et al., 2019). En México, Núñez-González (2020) calcula el CI y realiza una comparación con otros países del mundo. En el noreste de Brasil el CI fue analizado por Fernandes Teixeira et al. (2014). En la zona centro-sur de Chile se analizan las tendencias del CI, encontrando resultados diferentes en el centro y en el sur (Sarricolea et al., 2019). Un estudio similar realizan Menseguer Ruiz et al. (2019) estudiando el comportamiento

temporal del índice en la región norte de Chile. En los Andes de Perú el estudio de las tendencias de CI mostró que las mismas son variadas debido a la geografía de la región (Zubieta et al., 2017). En Argentina, Llano (2018) calculó el índice de concentración de precipitación diaria para 66 estaciones en el período 1991-2014 y realizó una comparación con otras regiones del mundo. En el presente trabajo se extiende el período de estudio de la concentración de la precipitación y se analiza la misma en base a su variabilidad espacial y temporal, como así también su relación con diferentes factores geográficos y climáticos.

2. DATOS Y METODOLOGIAS

Para la realización de la presente investigación se emplearon datos diarios de 24 estaciones meteorológicas para el período 1961-2018, las mismas fueron suministradas por el Servicio Meteorológico Nacional (SMN). El período de 58 años permite obtener resultados confiables de las metodologías aplicadas. En la Tabla I se detalla su ubicación geográfica, la altura (m) y la precipitación acumulada anual media (mm), la cantidad promedio de días con precipitación al año y el coeficiente de variación (CV) que mide la relación entre el desvío estándar y el valor medio de la precipitación acumulada anual.

Es sabido que existen muchos días con precipitación escasa (inferior a 1 mm) y pocos días con precipitaciones altas, por tal motivo la distribución de frecuencias de las precipitaciones diarias es posible ajustarla mediante una curva exponencial negativa (Brooks y Carruthers, 1953). El índice de concentración diaria de precipitación (CI) (Martín-Vide, 2004) es una herramienta que permite determinar la contribución relativa de los días de lluvia frente a la cantidad total de lluvia.

Para comenzar con el cálculo del CI es necesario clasificar a las precipitaciones diarias en intervalos de 1 mm, comenzando por $(0 - 1]$, seguido por $(1 - 2]$, $(2 - 3]$, etc. en orden creciente hasta alcanzar el máximo de los acumulados

Estaciones	Longitud	Latitud	Altitud (msnm)	PP acu anual media (mm)	N° de días con pp por año medio	Coefficiente de Variación
Salta	-65,29	-24,51	1221	747,6	92,8	20,5
Las Lomitas	-62,54	-24,1	130	910,2	81,1	22,0
Iguazú	-54,28	-25,44	270	1840,6	104,2	26,8
Corrientes	-58,46	-27,27	62	1411,1	96,4	25,7
Posadas	-55,58	-27,22	125	1792,7	111,5	22,7
La Rioja	-66,49	-29,23	429	386,0	46,4	31,5
Ceres	-61,57	-29,53	88	930,9	83,8	22,9
Paso de los Libres	-57,09	-29,41	70	1494,9	90,6	27,0
Sauce Viejo	-60,49	-31,42	18	1022,5	76,2	22,1
Paraná	-60,29	-31,47	78	1110,7	84,4	20,0
Monte Caseros	-57,39	-30,16	54	1469,1	96,3	20,9
Mendoza	-68,47	-32,5	704	213,4	40,8	40,9
Villa Reynolds	-65,23	-33,44	486	707,2	76,7	24,5
Rosario	-60,47	-32,55	25	1029,1	83,7	20,6
Gualeguaychú	-58,37	-33	23	1140,2	89,7	26,6
Laboulaye	-63,22	-34,08	137	889,1	85,8	21,7
Pehuajó	-61,54	-35,52	87	935,2	81,6	21,9
Junín	-60,55	-34,33	81	1049,1	84,7	22,1
Ezeiza	-58,32	-34,49	20	1002,7	90,5	20,2
Santa Rosa	-64,16	-36,34	191	723,6	74,2	27,8
Neuquén	-68,08	-38,57	271	198,8	46,3	47,3
Bahía Blanca	-62,1	-38,44	83	642,3	77,8	23,1
Esquel	-71,09	-42,56	797	478,3	79,9	25,0
Río Gallegos	-69,17	-51,37	19	255,2	91,4	25,3

Tabla I: Ubicación geográfica de las 24 estaciones (longitud, latitud y altitud), junto con parámetros medios: precipitación acumulada anual, número de días con precipitación y coeficiente de variación..

diarios que se produjo en el período de análisis. En la Tabla II se muestra a modo de ejemplo el cálculo realizado para la estación Ezeiza. En la primera columna están los intervalos mencionados y en la segunda se encuentra el valor medio de cada uno de ellos. En la tercera columna se consignan las frecuencias absolutas de cada intervalo (n_i). En la cuarta columna se presenta la frecuencia absoluta acumulada Σn_i (el último valor corresponde a la cantidad total de días con precipitación). En Ezeiza en los 58 años de registro hubo 5249 días con precipitación. En la quinta columna se encuentran los valores de P_i , que corresponden a la multiplicación entre la marca de clase (2° columna) y la frecuencia (3° columna). En la sexta columna se hallan los valores acumulados de la columna anterior ΣP_i . Finalmente en la séptima y octava columna están los porcentajes de los valores de las columnas cuarta y sexta con

respecto a los últimos valores de las mismas: Σn_i (%) y ΣP_i (%). La representación gráfica de estas dos últimas columnas da lugar a la curva marcadamente exponencial que se denomina curva de concentración o curva de Lorenz.

A su vez, se calcula el mismo índice pero con intervalos de 5 mm y 10 mm (Benhamrouche y Martin-Vide, 2018), lo que permite trabajar con estaciones en donde el rigor de los registros es menor (no fueron precisas las mediciones o no se registraron diariamente). El índice de concentración cuantifica el área entre la curva exponencial y la recta de equidistribución. La curva exponencial tiene la forma de $Y = aX \exp(bX)$, y las constantes a y b se obtienen por el método de cuadrados mínimos a partir de $X_i = \Sigma n_i$ (%) e $Y_i = \Sigma P_i$ (%):

$$\ln a = \frac{\sum X_i^2 \sum \ln Y_i + \sum X_i \sum X_i \ln X_i - \sum X_i^2 \sum \ln X_i - \sum X_i \sum X_i \ln Y_i}{N \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2} \quad (1)$$

$$b = \frac{N \sum X_i \ln Y_i + \sum X_i \sum \ln X_i - N \sum X_i \ln X_i - \sum X_i \sum \ln Y_i}{N \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2} \quad (2)$$

Intervalo	Valor medio	n_i	Σn_i	P_i	ΣP_i	$\Sigma n_i (\%) = X$	$\Sigma P_i (\%) = Y$
0,1 - 1	0,5	1296	1296	648	648	24,69	1,13
1,1 - 2	1,5	451	1747	676,5	1324,5	33,28	2,30
2,1 - 3	2,5	351	2098	877,5	2202	39,97	3,82
3,1 - 4	3,5	290	2388	1015	3217	45,49	5,59
4,1 - 5	4,5	265	2653	1192,5	4409,5	50,54	7,66
5,1 - 6	5,5	192	2845	1056	5465,5	54,20	9,49
6,1 - 7	6,5	204	3049	1326	6791,5	58,09	11,79
7,1 - 8	7,5	168	3217	1260	8051,5	61,29	13,98
8,1 - 9	8,5	153	3370	1300,5	9352	64,20	16,24
9,1 - 10	9,5	138	3508	1311	10663	66,83	18,52
10,1 - 11	10,5	91	3599	955,5	11618,5	68,57	20,18
11,1 - 12	11,5	111	3710	1276,5	12895	70,68	22,39
12,1 - 13	12,5	94	3804	1175	14070	72,47	24,43
13,1 - 14	13,5	86	3890	1161	15231	74,11	26,45
14,1 - 15	14,5	75	3965	1087,5	16318,5	75,54	28,34
15,1 - 16	15,5	90	4055	1395	17713,5	77,25	30,76
16,1 - 17	16,5	71	4126	1171,5	18885	78,61	32,80
17,1 - 18	17,5	67	4193	1172,5	20057,5	79,88	34,83
18,1 - 19	18,5	57	4250	1054,5	21112	80,97	36,66
19,1 - 20	19,5	52	4302	1014	22126	81,96	38,42
20,1 - 21	20,5	63	4365	1291,5	23417,5	83,16	40,67
...							
124,1 - 125	124,5	1	5246	124,5	57199	99,94	99,33
125,1 - 126	125,5	1	5247	125,5	57324,5	99,96	99,55
126,1 - 127	126,5	0	5247	0	57324,5	99,96	99,55
127,1 - 128	127,5	1	5248	127,5	57452	99,98	99,77
128,1 - 129	128,5	0	5248	0	57452	99,98	99,77
129,1 - 130	129,5	0	5248	0	57452	99,98	99,77
130,1 - 131	130,5	1	5249	130,5	57582,5	100,00	100,00

Tabla II: Distribución de frecuencias en intervalos de 1 mm, frecuencia acumulada X y su correspondiente porcentaje del total de precipitación Y, para la estación Ezeiza (1961-2018).

Con ambas constantes se puede calcular el área bajo la curva exponencial, mediante la siguiente integral entre 0 y 100.

$$A = \left[\frac{a}{b} e^{bx} \left(x - \frac{1}{b} \right) \right]_0^{100} \quad (3)$$

El área S' que está comprendida entre la curva y la línea de distribución equitativa y $X = 100$ es la diferencia entre 5000 y el valor de la ecuación anterior. Por lo tanto el índice de concentración de precipitación diaria se define como:

$$CI = S'/5000 \quad (4)$$

En la Figura 1, se observa la curva de concentración para la estación Ezeiza para los

tres cálculos CI 1mm, CI 5mm y CI 10 mm. Ezeiza tiene un valor de CI igual a 0,63, 0,58 y 0,54 respectivamente, lo que muestra las diferencias al tomar los tres intervalos. Este tipo de gráfica permite ver la relación entre el porcentaje de días con precipitación versus el porcentaje de precipitación. Dado que el CI brinda una medida del área, un índice elevado indica que la distribución de la precipitación diaria no se comporta de manera regular (alejado de la recta de equidistribución).

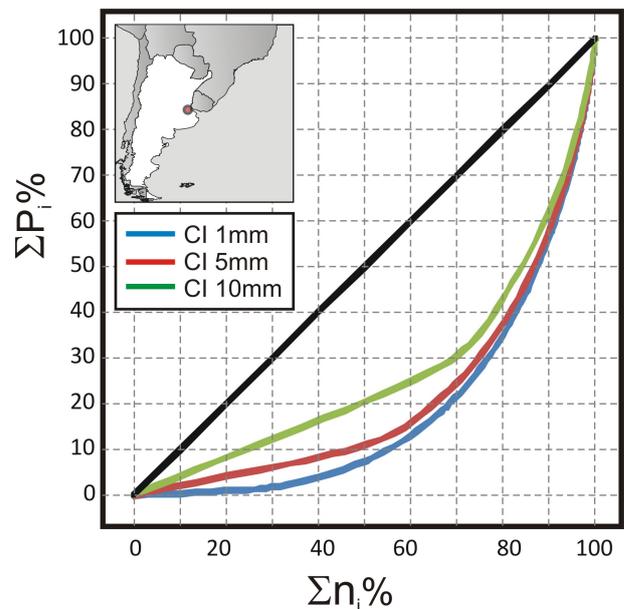


Figura 1: Curvas de concentración o curvas de Lorenz para la estación Ezeiza para las tres categorías de CI.

En el presente trabajo se estudia la relación lineal entre los índices concentración y diferentes parámetros geográficos de las estaciones (longitud, latitud, altitud), como así también con parámetros medios de la precipitación (precipitación acumulada anual media, cantidad de días con precipitación al año media, coeficiente de variación). Para finalizar

se estudia la tendencia y su significancia por medio del test no paramétrico de Mann Kendall (Mann 1945, Kendall 1962) y la estimación no paramétrica de Sen (1968) se empleará para conocer la pendiente (siendo la pendiente el valor de la mediana entre todas las pendientes dadas entre pares de datos consecutivos), utilizando el paquete estadístico “trend” para R (Pohlert, 2018).

3. RESULTADOS

En la Tabla III se presentan los valores de CI para las tres clases de 1mm, 5mm y 10 mm (CI1 – CI5 – CI10) en conjunto con el porcentaje de la precipitación aportada por el 25 % (Pi25 %) y 10 % (Pi10 %) de los días más lluviosos en las estaciones de referencia para el período completo 1961-2018.

Los valores de CI1 se encuentran entre 0,58 y 0,67. El máximo se produce en dos localidades Las Lomitas y Ceres, donde el 25 % de los días más lluviosos están aportando 77,9 % y 78,5 % de la precipitación total, respectivamente. Si se analiza el 10 % de los días más lluviosos en estas estaciones se estaría aportando un 46,3 % y 46,9 % de la precipitación; esto estaría indicando que en las localidades con un CI cercano a 0,67 aproximadamente 50 % de la precipitación se concentra en el 10 % de los días considerados más lluviosos y el otro 50 % de la precipitación se reparte en el 90 % de los días restantes. En el otro extremo, las localidades con menor índice de concentración son Esquel (0,58), Iguazú (0,59), Río Gallegos (0,60) y Paso de los Libres (0,60), con estos valores de CI el 25 % de los días más lluviosos representan un menor porcentaje de la precipitación total entre un 70 y 72 %. El 10 % de los días más lluviosos representan aproximadamente un 40 % de la precipitación total. En promedio en la Argentina el valor de CI en la categoría de 1mm es de 0,63. Lo que estaría indicando que el 25 % de los días más lluviosos aportan un 74 % de la precipitación total y el 10 % más lluvioso aporta un 42 %.

El CI puede tomar valores entre 0 y 1. En la categoría de 1mm los valores clasificarse en 5 categorías: muy baja concentración (0-0,2), baja concentración (0,2-0,4), concentración moderada (0,4-0,6), alta concentración (0,6-0,8) y muy alta concentración (0,8-1) (Núñez-González, 2020). La alta concentración de precipitación está vinculada a los procesos físicos rápidos, como la convección. Mientras que, la baja concentración de lluvia puede interpretarse como consecuencia de patrones regulares, como el paso sucesivo de sistemas de bajas presiones o tormentas (Monjo y Martín-Vide, 2016). Al tomar un intervalo de clase de 5 milímetros, los valores de CI cubren un rango: 0,50 – 0,63. Nuevamente las dos estaciones con valores más altos de CI son Ceres y Las Lomitas, analizando el 25 % de los días más lluviosos los resultados de las curvas teóricas muestran que los mismos aportan un 72,9 y 73,7 % de la precipitación total respectivamente, y el 10 % de los días más lluviosos aporta un 42 %. Las localidades con valores más bajos presentan un comportamiento diferente al visto para CI 1, Río Gallegos se aparta del resto con un valor de 0,50, y es seguida por Esquel con 0,54 y con 0,56 se encuentra a Iguazú y Villa Reynolds. El 25 % de los días más lluviosos en Río Gallegos aportan un 59 % de la precipitación y al restringir a un 10 % el aporte se reduce a un 30 %. En las otras localidades mencionadas estos valores aumentan. Cuando el intervalo asciende a 10 milímetros el rango de variación del índice es de 13 centésimas al igual que el caso anterior, pero los valores abarcan desde 0,46 a 0,59. Las estaciones de Ceres y Las Lomitas vuelven a presentar el valor máximo (0,59), con este CI el 25 % de los días más lluviosos están aportando alrededor de un 69 % de la precipitación, mientras que un 38 % de la precipitación se concentra en el 10 % de los días más lluviosos. En el extremo opuesto del índice se encuentran la estación más austral, Río Gallegos con un CI de 0,46, concentra un 27 % de la precipitación en el 10 % de los días más lluviosos y un 55 % de la lluvia en el 25 % de los días más lluviosos. En la Figura 2 se muestra la distribución espacial

Estaciones	CI 1mm	25% 1mm	10% 1mm	CI 5mm	25% 5mm	10% 5mm	CI 10 mm	25% 10mm	10% 10mm
Salta	0,66	76,5	45,7	0,61	70,5	40,3	0,56	65,9	36,6
Las Lomitas	0,67	77,9	46,3	0,63	73,7	42,6	0,59	69,0	38,4
Iguazú	0,59	72,0	39,6	0,56	68,1	37,6	0,53	64,3	34,7
Corrientes	0,65	76,3	44,3	0,61	71,7	40,5	0,58	67,7	37,4
Posadas	0,63	74,7	42,6	0,59	70,0	39,1	0,55	66,2	36,4
La Rioja	0,63	73,9	42,8	0,58	68,1	38,3	0,53	63,0	34,2
Ceres	0,67	78,5	46,9	0,63	72,9	42,0	0,59	68,6	38,4
Paso de los Libres	0,60	72,7	40,5	0,57	68,6	38,0	0,54	64,7	34,9
Sauce Viejo	0,62	73,5	41,5	0,58	68,9	38,2	0,55	65,1	35,5
Paraná	0,64	75,4	43,6	0,60	70,6	39,8	0,57	66,6	36,5
Monte Caseros	0,63	74,5	42,3	0,59	70,1	39,5	0,56	66,2	36,4
Mendoza	0,64	75,1	44,4	0,58	67,5	37,7	0,53	62,2	33,4
Villa Reynolds	0,61	72,8	41,4	0,56	66,9	37,3	0,53	62,7	34,0
Rosario	0,64	75,1	43,3	0,60	70,3	39,7	0,56	65,8	36,3
Gualeguaychí	0,64	75,8	43,9	0,60	70,7	40,0	0,56	66,5	36,7
Laboulaye	0,65	76,2	44,1	0,60	70,1	39,0	0,55	64,9	35,1
Pehuajó	0,63	74,7	43,1	0,59	69,4	38,8	0,55	65,1	35,4
Junín	0,62	74,0	42,1	0,58	68,9	38,4	0,55	64,9	35,3
Ezeiza	0,63	74,3	42,4	0,58	68,8	38,6	0,54	64,6	35,2
Santa Rosa	0,62	74,1	42,5	0,58	68,2	37,7	0,54	63,8	34,5
Neuquén	0,65	75,9	45,1	0,58	67,7	37,8	0,53	61,8	32,8
Bahía Blanca	0,63	74,6	43,3	0,58	68,7	38,6	0,55	64,2	34,5
Esquel	0,58	70,2	39,3	0,54	63,9	34,7	0,50	59,7	31,2
Río Gallegos	0,60	70,3	39,3	0,50	59,4	30,6	0,46	55,2	27,7

Tabla III: Valores de los índices de concentración para las 3 categorías de intervalo (CI 1mm, CI 5mm y CI 10mm) con sus respectivos porcentajes de precipitación total que aportan el 25 % y el 10 % de los días más lluviosos.

de los índices calculados con intervalo de 1mm, 5mm y 10mm. En el primer caso la distribución es aleatoria con diferentes centros de valores mayores o menores distribuidos a lo largo del todo el país, similar a lo previamente hallado por Llano (2018) con un mayor número de estaciones pero en menor período de tiempo. Los índices CI5 y CI10 muestran en mayor detalle el gradiente norte – sur que existe en el país. El sur del país exhibe los menores valores de CI dado el régimen de lluvias caracterizado por ser regular, mientras que el norte del país se caracteriza por tener un alto porcentaje de la precipitación concentrado en pocos días generalmente asociados a sistemas convectivos de mesoescala (Nesbitt et al., 2016). A medida que aumenta el intervalo de categorización de las precipitaciones, el índice es cada vez más homogéneo a nivel regional, se pierden las particularidades que una estación puede presentar en las lluvias diarias por lo tanto

es más similar el valor del CI con estaciones cercanas. Es en la Patagonia donde más importante es el gradiente, Río Gallegos tiene un valor menor en casi 10 centésimas al hallado para Neuquén o Bahía Blanca.

A nivel país, el valor medio de los índices es: CI 1 = 0,63; CI 5 = 0,58 y CI 10 = 0,54. Se observa la relación inversa entre el valor del índice y la longitud de la clase. Al pasar de una longitud de 1mm a 5mm, el valor del CI disminuye un 8 % (5 centésimas); a su vez, el rango de valores (diferencia entre máximo y mínimo) que toma el CI aumenta (de 0,09 a 0,14). Entre los CI de 5mm y 10 mm, solo se observa una disminución del mismo en un 7 % promedio país.

3.1. Relaciones entre el CI y diferentes variables

Con el objetivo de evaluar la correlación

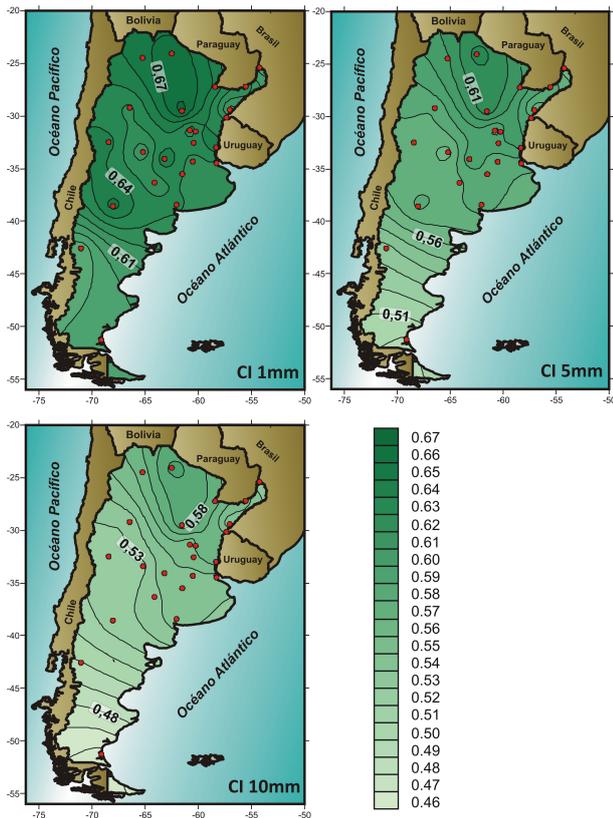


Figura 2: Isolíneas de CI para las 3 categorías (CI 1mm, CI5mm, CI10mm, derecha) para el período 1961-2018.

espacial entre el CI y diferentes parámetros, en esta Tabla IV se presentan los valores del coeficiente de correlación de Pearson entre el CI, calculado con los 3 intervalos y diferentes variables climáticas: precipitación anual acumulada media, cantidad de días con precipitación al año media, coeficiente de variación anual y tres variables geográficas: longitud, latitud y altitud de la estación. Estos valores están expresados en la Tabla I.

Las variables climáticas son las que presentan una menor relación con el CI, solo entre la precipitación acumulada y el CI 10 la relación es positiva y significativa. Entre las variables geográficas la latitud para los 3 CI muestra una relación positiva y significativa, hay que recordar que la latitud está expresada en valores negativos por lo que este resultado está indicando que a medida que nos desplazamos

	CI 1mm	CI 5mm	CI 10 mm
pp_acu	-0,09	0,31	0,48
dias	-0,19	0,04	0,22
CV	0,08	-0,18	-0,33
longitud	0,04	0,41	0,55
latitud	0,44	0,76	0,79
altitud	-0,03	-0,10	-0,17

Tabla IV: Coeficiente de correlación de Pearson entre los 3 índices y la precipitación anual acumulada media, la cantidad de días con precipitación media, el coeficiente de variación, la longitud, la latitud y la altitud de las estaciones. En negrita los valores significativos al 5%.

hacia el sur el CI disminuye. Este resultado está de acuerdo a lo visto en el apartado anterior. Con la longitud solo los índices CI 5 y CI 10 (cuya distribución es menos aleatoria) presentan correlación significativa y positiva, en esta oportunidad la relación está indicando que en el oeste del país los valores del índice son menores. Con la altitud no se encontró ningún tipo de relación significativa.

3.2. Valores anuales del índice de concentración de precipitación

Los valores de los índices fueron calculados en escala anual para cada uno de los 58 años. Con estas series se analiza la existencia de una tendencia por medio del test no paramétrico de Mann Kendall (MK) y la pendiente se la calcula por medio de la estimación Sen. Para el CI 1, desde el punto de vista de la distribución espacial de las tendencias, en la Figura 3 se puede observar como el centro – sur del país está dominado por valores positivos, lo que indica que con los años las lluvias están cada vez más concentradas, con la excepción de Neuquén y Bahía Blanca. En el sur del litoral y el norte de la provincia de Buenos Aires, las concentraciones son cada vez menores. En el noreste el comportamiento es diverso, no hay un claro patrón. Mientras que el noroeste las concentraciones están disminuyendo con el tiempo.

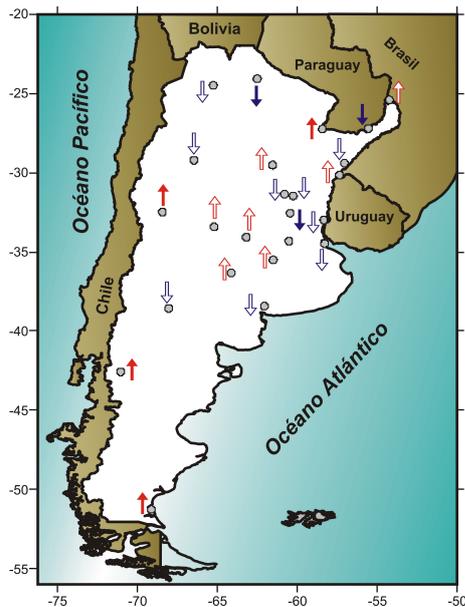


Figura 3: Tendencias para los valores anuales de CI 1mm según Mann Kendall (1961-2018). Flechas llenas significativas al 5 %, rojas (azules) positivas (negativas).

Como se pudo observar en la figura anterior, el test MK arrojó que ocho estaciones presentan una tendencia significativa, de las cuales la mitad son positivas y la mitad negativas. Para mayor detalle en la Figura 4 se presentan los valores de CI 1 anuales para estas ocho estaciones. Entre las tendencias negativas Las Lomitas se destaca por su pendiente presentando una disminución de CI de $-0,0012$ por año. Las otras 3 estaciones: Posadas, Rosario y Junín, tienen una disminución similar entre $-0,0004$ y $-0,0006$ por año. En el caso de las pendientes positivas, Corrientes, Mendoza, Esquel y Río Gallegos, presentan aumentos entre $0,0008$ y $0,001$ al año. Todas estas pendientes significativas son de menor magnitud a las vistas por Wang et al. (2019) en China, pero similares a varias de las estaciones de Cerdeña (Italia) estudiadas por Caloiero et al. (2019).

A nivel anual se puede observar el comportamiento disperso de este índice con el tiempo, presentando una gran variabilidad año a año, con diferencias promedios entre años consecutivos de entre un 5 y un 9 % del

valor del CI medio. Esta variabilidad interanual presenta valores máximos entre un 15 y un 20 % del valor del CI, el caso más extremo con una diferencia entre años consecutivos de un 28 % del valor del CI sucede en Mendoza entre los años 1996 y 1997. Tres estaciones con tendencia positiva tienen el mayor rango de valores, Mendoza presenta el mínimo de 0,48 en 1969 y el máximo en 0,75 en 1979, en Río Gallegos 0,48 en 1980 y 0,71 en 2018, finalmente en Esquel los extremos se producen en 1985 (0,49) y 2015 (0,69). Analizando el comportamiento de las tendencias se pueden mencionar algunos casos singulares como por ejemplo, Las Lomitas que en base a los bajos valores del CI de los últimos 10 años, la tendencia es significativa y negativa. En el otro extremo del país, Río Gallegos tiene una clara pendiente positiva con el paso del tiempo, la cual también se ve forzada por el valor de 0,71 del último año del registro, pero si se cambia el período de análisis (comenzando en la década del 80) la misma puede ser mucho mayor. Cuando se analiza la tendencia del índice CI 5, solo tres estaciones Las Lomitas, Corrientes y Río Gallegos exhiben disminución (la primera) y aumentos significativos (las 2 restantes). El índice CI 10 no presenta cambios significativos con el tiempo. Este comportamiento puede deberse, como ya se mencionó anteriormente, a que con intervalos de clase más grandes los eventos aislados de alta concentración de precipitación se ven mitigados y los años con CI extremos que podrían producir una tendencia significativa están suavizados. Por último, se estudian las tendencias de la precipitación anual acumulada mediante el test de MK. La mayoría de las estaciones exhibe un aumento de la precipitación, siendo significativas las tendencias en Las Lomitas, Iguazú, Posadas, Sauce Viejo, Paraná, Mendoza, Gualguaychú, Junín y Río Gallegos. Solo dos estaciones presentaron una disminución no significativa en la cantidad de precipitación anual: Bahía Blanca y Esquel. Al analizar el comportamiento conjunto en las estaciones donde las tendencias de CI 1 y de la precipitación acumulada son significativas, se hallan 2 tipos de comportamiento: aumento

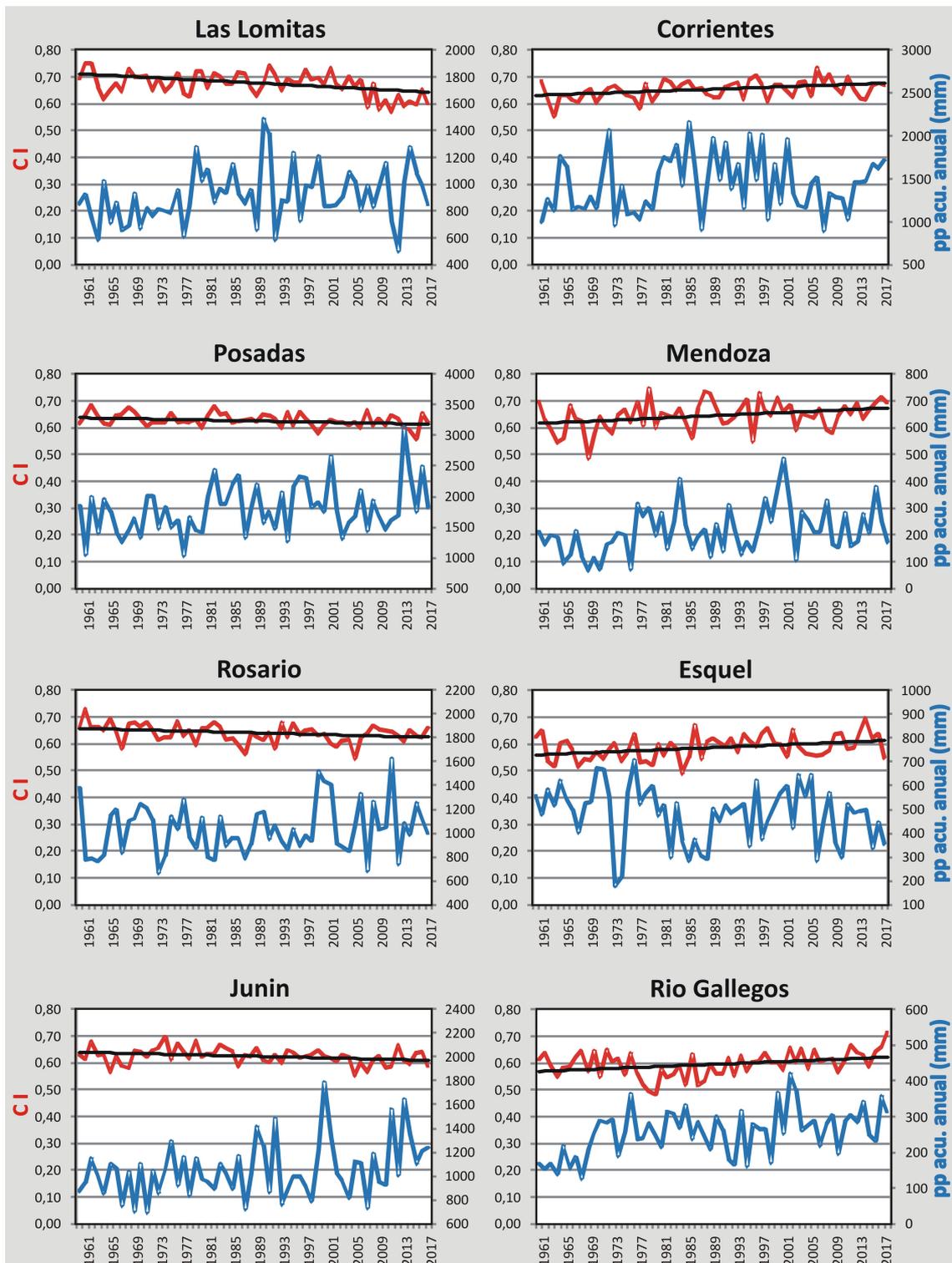


Figura 4: Valores anuales de CI 1mm (línea roja) con tendencia significativa (Mann Kendall 5 %) y en línea negra la pendiente estimada por Sen. En conjunto con los valores de precipitación acumulada anual (línea azul).

del CI en conjunto con un aumento de la precipitación y disminución del CI y aumento de la precipitación. En el primer conjunto se encuentran Mendoza y Río Gallegos, el aumento registrado en CI significa que la precipitación está cada vez más concentrada (los días más lluviosos acumulan grandes cantidades de precipitación) y si a esto se le suma que la cantidad de precipitación también está aumentando, da por resultado que estos eventos de precipitación están concentrados y con abundante lluvia. Mientras que el otro comportamiento se observa en Las Lomas, Posadas y Junín, en ellas el CI disminuye y la precipitación aumenta. Esto estaría indicando que hay más precipitación y la misma es más dispersa, es decir que hay más días con más lluvia.

4. CONCLUSIONES

El índice de concentración permite analizar a la precipitación diaria teniendo en cuenta las irregularidades que la misma presenta. Este índice evalúa a las precipitaciones con tal precisión que permite llevar a cabo un análisis estadístico de la misma que ayuda a comprender los eventos de torrencialidad y, en consecuencia, evaluar los riesgos de inundación. El índice ha sido calculado en un amplio período temporal lo cual aporta confiabilidad a las metodologías aplicadas y a los resultados hallados. Los 58 años de información diaria en 24 estaciones repartidas en el territorio argentino permite conocer una faceta de la precipitación diaria que ha sido poco estudiada. El índice calculado con un intervalo de clase (1 mm) toma valores entre 0,58 y 0,67, sin un patrón definido de comportamiento exhibiendo varios centros cerrados en el centro-norte del país. Estos valores del índice permiten clasificar a las estaciones en una categoría de concentración de la precipitación moderada a alta, según la bibliografía existente. Al aumentar los intervalos (CI 5mm y CI 10mm), los valores del índice disminuyen y a nivel espacial se hace notorio un gradiente norte – sur, en donde la estación Río Gallegos alcanza el menor valor y Las

Lomas y Ceres presentan en máximo valor a nivel país. Con los resultados de la tendencia en el índice CI 1 se puede concluir en términos generales que ha existido un cambio significativo en la concentración de la precipitación diaria en Argentina en los últimos 60 años. Presentando variaciones de hasta 0,001 por año en el índice de concentración CI 1mm, tanto positivas como negativas. Las estaciones que exhiben un aumento del CI en conjunto con un aumento de la precipitación acumulada requieren mayores estudios, dado el tipo de riesgo que implica tener la precipitación concentrada en eventos de mucha lluvia.

Agradecimientos: Se agradece la asistencia técnica de P. Leal, al Banco de Datos del DCAO, al Servicio Meteorológico Nacional y a los revisores por sus interesantes y valiosos comentarios.

REFERENCIAS

- Benhamrouche, A. and Martin-Vide, J., 2018: Análisis espacial de los valores de los índices de Gini y de concentración con intervalos de clase 1, 5 y 10 mm en el litoral de la cuenca del Mediterráneo occidental (1951-2010). *Geo-Eco-Trop*, 42, 1: 187-198.
- Brooks, C. and Carruthers, N., 1953: *Handbook of Statistical Methods in Meteorology*. Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society. London: Meteorological Office.
- Caloiero, T., 2014: Analysis of daily rainfall concentration in New Zealand. *Natural Hazards* 72:389-404.
- Caloiero, T., Coscarelli, R. and Gaudio, R., 2019: Spatial and temporal variability of daily precipitation concentration in the Sardinia region (Italy). *International Journal of Climatology* 39: 5006-5021.
- Coscarelli, R. and Caloiero, T., 2012: Analysis of daily and monthly rainfall concentration in southern Italy (Calabria region). *Journal of Hydrology* 416–417: 145–156.
- Fernandes Teixeira, N., Teixeira Nery, J. and Martin-Vide, J., 2014: Análisis de la

- concentración temporal de la precipitación diaria en el semiárido brasileño. *Cambio climático y cambio global. Publicaciones de la Asociación Española de Climatología*, Almería, España pp: 145– 152. ISBN: 978-84-16027-69-9.
- Kendall, M., 1962: Rank correlation methods, 3rd edn. Hafner Publishing Company, New York.
- Llano, M., 2018: Spatial distribution of the daily rainfall concentration index in Argentina: comparison with other countries. *Theoretical and Applied Climatology* 133, 997–1007.
- Mann, H., 1945: Nonparametric tests against trend *Econometrica. J. Econometric Soc.* 13: 245-259.
- Martin-Vide, J., 2004: Spatial distribution of a daily precipitation concentration index in peninsular Spain. *International Journal of Climatology* 24:959–971.
- Meseguer-Ruiz, O., Ponce-Philimon, P., Guijarro, J. and Sarricolea, P., 2019: Spatial distribution and trends of different precipitation variability indices based on daily data in Northern Chile between 1966 and 2015. *International Journal of Climatology* 39: 4595-4610.
- Monjo, R. and Martin-Vide, J., 2016: Daily precipitation concentration around the world according to several indices. *International Journal of Climatology* 36: 3828-3838.
- Nesbitt, S. Cifelli, R. and Rutledge, S., 2016: Storm morphology and rainfall characteristics of TRMM precipitation features. *Monthly Weather Review* 134: 2702-2721.
- Núñez-González, G., 2020: Comparison of the behavior of the precipitation concentration index on global and local scale. *Theoretical and Applied Climatology* 139, 631-638. <https://doi.org/10.1007/s00704-019-02996-5>.
- Pohlert, T., 2018: Non-Parametric Trend Tests and Change-Point Detection. <https://cran.r-project.org/web/packages/trend/trend.pdf>
- Sarricolea, P., Meseguer-Ruiz, O., Serrano-Notivoli, R., Soto, M. and Martin-Vide, J., 2019: Trends of daily precipitation concentration in Central-Southern Chile. *Atmospheric Research* 215: 85-98.
- Sen, P., 1968: Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *J. Am. Stat. Assoc.* 63 (324), 1379–1389.
- Serrano-Notivoli, R., Martín-Vid, J., Saz, M., Longares, L., Beguería, S., Sarricolea, P., Meseguer-Ruiz, O. and de Luis, M., 2018: Spatio-temporal variability of daily precipitation concentration in Spain based on a high-resolution gridded data set. *International Journal of Climatology* 38: 518-530.
- Vélez, A., Martin-Vide, J., Royé, D. and Santaella, O., 2019: Spatial analysis of daily precipitation concentration in Puerto Rico. *Theoretical and Applied Climatology* 136: 1347-1355.
- Wang, R., Zhang, J., Guo, E., Zhao, C. and Cao, T., 2019: Spatial and temporal variations of precipitation concentration and their relationships with large-scale atmospheric circulations across Northeast China. *Atmospheric Research* 222: 62-73.
- Zubieta, R., Saavedra, M., Silva, Y. and Giráldez, L., 2017: Spatial analysis and temporal trends of daily precipitation concentration in the Mantaro River basin: central Andes of Peru. *Stoch. Environ. Res. Risk Assess.* 31:1305–1318.

ANÁLISIS DE LOS FLUJOS EXTREMOS DE ELECTRONES ENERGÉTICOS EN EL CINTURÓN DE RADIACIÓN EXTERIOR Y EN LA ANOMALÍA MAGNÉTICA DEL ATLÁNTICO SUR

Vanina Lanabere¹ y Sergio Dasso^{1,2,3}

¹Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Exactas y Naturales, Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, Buenos Aires, Argentina

²CONICET-Universidad de Buenos Aires, Instituto de Astronomía y Física del Espacio, Buenos Aires, Argentina

³Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Exactas y Naturales, Departamento de Física, Buenos Aires, Argentina

(Manuscrito recibido el 28 de mayo de 2020, en su versión final el 31 de agosto de 2020)

RESUMEN

Los cinturones de radiación de van Allen son regiones en el entorno espacial terrestre que presentan iones y electrones energéticos atrapados por el campo geomagnético. El incremento del flujo para estas partículas energéticas durante tormentas geomagnéticas tiene un gran interés para la meteorología del espacio, debido principalmente al impacto que tiene sobre los satélites y la actividad espacial humana. Un entendimiento detallado de los flujos extremos alcanzados por electrones a diferentes energías, así como la frecuencia de ocurrencia es esencial para el diseño específico de satélites y para el desarrollo de tecnologías satelitales. El objetivo principal de este trabajo es estudiar los flujos extremos de electrones en los cinturones de radiación terrestre, para un rango de energías entre 0,249 MeV y 0,802 MeV a 660 km de altitud sobre la superficie de la Tierra, usando mediciones realizadas por el detector ICARE-NG/Carmen-1 a bordo del satélite polar argentino SAC-D. Un estudio estadístico basado en la teoría de valores extremos se ha implementado al promedio diario del flujo de electrones en el cinturón de radiación exterior y en la Anomalía Magnética del Atlántico Sur (AMAS). Encontramos que la función de distribución acumulada del promedio diario del flujo de electrones parece tener un límite superior finito en el centro del cinturón de radiación exterior ($4,0 < L < 4,5$) y para electrones con energías entre $E > 0,270$ MeV y $E > 0,413$ MeV. El flujo de electrones extremo esperado en tiempos de 10, 50 y 100 años fueron calculados para $L = 4,5$ mostrando, en general, una tendencia a disminuir mientras aumenta la energía. A pesar de que los resultados en la AMAS sugieren que la función de distribución acumulada del flujo de electrones no tiene un límite superior finito, no es posible concluir con certeza este resultado por no tener significancia estadística. Los resultados presentados en este trabajo son importantes para los ingenieros de satélites, de cara a mejorar dispositivos y materiales para el desarrollo de los futuros satélites. También, la magnitud esperada de un evento extremo en el cinturón de radiación exterior es de interés para las aseguradoras satelitales de cara a evaluar potenciales escenarios de desastres.

Palabras clave: Meteorología del Espacio, Cinturones de Radiación, Teoría de valores extremos.

ANALYSIS OF EXTREME ENERGETIC ELECTRON FLUXES IN THE OUTER RADIATION BELT AND SOUTH ATLANTIC MAGNETIC ANOMALY

ABSTRACT

The van Allen radiation belts are regions in the terrestrial space environment that present energetic ions and electrons trapped by the geomagnetic field. The increase of fluxes for these energetic particles during geomagnetic storms has a major interest for Space Weather, mainly due to the impact on satellites and human activities in space. A detailed knowledge of the extreme fluxes reached for different electron energies as well as the frequencies of occurrence is essential for the specific design of satellites and for the development of satellite technologies. The main purpose of the present work is to study the extreme electron fluxes in the terrestrial radiation belts, for an energy range between 0.249 MeV and 0.802 MeV at 660 km of altitude above the Earth surface, using measurements made by the detector ICARE-NG/Carmen-1 on board the polar Argentinean satellite SAC-D. A statistical analysis based on the extreme value theory was implemented for the daily average electron flux in the outer radiation belt and in the South Atlantic Magnetic Anomaly (SAMA). We found that the cumulative distribution function of the daily averaged electron flux is likely to have a finite upper limit in the core of the outer radiation belt ($4.0 < L < 4.5$) and for electron energies between $E > 0.270$ MeV and $E > 0.413$ MeV. The extreme electron flux value expected in 1, 10, 50 and 100 years were computed at $L = 4.5$, showing a general decreasing trend with increasing energy. Although the results in the SAMA suggest that the cumulative distribution function of the electron flux is likely to not have a finite upper limit, this result is not statistically significant. The results presented in this work are important for the satellite engineers to improve devices and materials for the development of future satellites. Also, the likely magnitude of an extreme event in the outer radiation belt is of interest to the satellite insurers to help them evaluate potential disaster scenarios.

Keywords: Space weather, Radiation belts, Extreme value theory.

1. INTRODUCCIÓN

Space Weather events produce disturbances in the Earth environment that can affect space and ground-based technologies. It is now well understood that Space Weather represents a significant threat on navigation, communications and human-health in space. Different economic sectors are more or less affected depending on the technology associated, the time of exposure and the strength of the event.

International institutions, as for instance the World Meteorological Organization (WMO), the International Civil Aviation Organization (ICAO), the United Nations Office for Outer Space Affairs (UNOOSA), have begun to develop programs and activities on Space Weather, some of them with the aim of having answers to the negative effects of extreme Space Weather events.

However, one of the main open questions to become aware of the seriousness of these risks

is how frequent the most extreme events are. The study of the behaviour of the tail of the distribution function (TDF) of some critical physical quantities associated with extreme events can help to get closer to this answer. For instance, to study the TDF of the flux of energetic particles at given regions in space is of major interest for the specific design of satellites and for the development of modern technologies (e.g. Ruzmaikin et al., 2011; Elvidge and Angling, 2018).

The van Allen radiation belts are regions in the terrestrial space environment that present energetic ions and electrons trapped by the geomagnetic (e.g., Prölss, 2012). As the motion of these particles follows the magnetic field lines, it is useful to define the L parameter, which describes the distance where a magnetic field line crosses the Earth's magnetic equator plane, defined only for an aligned magnetic dipole field (McIlwain, 1961). There exists mainly two zones, the inner radiation belt that extends from $L \sim 1.2 - 2.5$ (i.e. the magnetic field lines which cross the Earth's magnetic equator from 1.2 Earth-radii to 2.5 Earth-radii) and presents a maximum flux of high-energy protons at $L = 1.5$ and, the outer radiation belt that extends from $L \sim 3.0 - 8.0$ with its maximum flux of energetic electrons located near $L = 3.5$ (Walt, 2005). Between these two zones there is a region, called slot region, with relative absence of energetic particles during quiet periods.

During a significant perturbation of the geospace and the upper atmosphere, the population of energetic particles in the radiation belts is perturbed. Although the inner radiation belt keeps almost stable, the outer radiation belt populations present large variability, principally its size and location can change dramatically. For instance, Reeves et al. (2003) found that geomagnetic storms can either increase or decrease the fluxes of relativistic electrons in the radiation belts, and that only during about the half of all storms the fluxes of relativistic electrons increased. Meanwhile, Xiong et al. (2015) found that storms preferentially enhance

the electron fluxes at energies between 0.3 – 2.5 MeV.

The energetic particles in the radiation belts can impact satellites, creating a number of hazards to their operation and longevity. The specific effects and impacts will depend upon satellite orbit and on the fluxes of different particle energies. Electrons with energies of ~ 100 keV interact with surface materials of the spacecraft leading to surface charging. As a result, electrostatic potential differences can arise between different surfaces of the spacecraft, leading to an electrostatic discharge which can damage the surface materials of the satellite (Koons and Fennell, 2006). Larger energy electrons, of a few MeV, can penetrate into the outer shield of the spacecraft and deposit charge inside insulating materials. Thus, the internal electrostatic discharge occurs very close to vulnerable devices. As a result, the spacecraft can experience permanent damage to the dielectric, component failure, phantom commands causing uncontrolled behaviour of the spacecraft (Wrenn et al., 2002), and other undesirable effects.

Since the geomagnetic field in the South Atlantic Magnetic Anomaly (SAMA) is relatively weakest over the western South Atlantic Ocean and part of South America, trapped particles of the radiation belts approach closer to the Earth surface which leads to a deeper penetration of energetic particles into the ionosphere. Sheldon and Benbrook (2004) found that the smaller strength of the surface geomagnetic field in the southern hemisphere (the SAMA) dictates that steady-state precipitation of trapped electrons occurs there. As the electron flux in the outer radiation belt significantly increase during a geomagnetic storm, also it was observed an enhancement in the energetic electron precipitation in the SAMA. For example, Nishino et al. (2002) have noted absorption of cosmic radio noise in the ionosphere due to electron precipitation into the SAMA ionosphere specially during the main and recovery phases of a magnetic storm. Abdu

et al. (1981) found ionisation enhancements associated with magnetic storms due to particle precipitation of high-energy charged particles in the South Atlantic magnetic anomaly. Horne et al. (2009) found that for the outer radiation belt, electron precipitation for $E > 300$ keV peaks during the main phase of storms whereas that $E > 1$ MeV peaks can be present during the recovery phase. Precipitation of electrons with $E > 300$ keV can occur at all geographic longitudes in both hemispheres whereas that for $E > 1$ MeV occurs mainly poleward of the SAMA region.

Particle precipitations in the SAMA region could lead to impulsive pulsations observed in the horizontal component of the geomagnetic field near the centre of the SAMA (Trivedi et al., 2005). Furthermore, these perturbation in the geomagnetic field may contribute to the Geomagnetically induced currents (GICs) production (Caraballo et al., 2013). These GICs may disturb the operation of power systems, cause damage to power transformers, and even result in power blackouts (deVilliers et al., 2016).

The low and high energetic electron fluxes in the outer radiation belt are the source of many of the technological hazards for Low, Medium, and Geosynchronous Earth Orbiting (LEO, MEO, and GEO) spacecraft. Especially during a geomagnetic storm there is higher risk of damage at all times the spacecraft passes through the SAMA (Heirtzler et al., 2002). Also ground power systems can be affected like transformers (resulting in power blackouts) and underground pipelines (resulting in degradation of their transport systems). Thus, to have knowledge about extreme fluxes of energetic electrons and the possible return time of the maximum events is a key goal to the development of new satellite and ground system technologies.

The extreme value analysis has been used for many studies of extreme events in meteorology (e.g., Re and Barros, 2009; Tencer and

Rusticucci, 2012) and for extreme events in Space Weather. For example, it was applied to X-ray flux (Elvidge and Angling, 2018), or to solar energetic proton fluxes (Ruzmaikin et al., 2011). In particular, the extreme value analysis of energetic electron flux in the radiation belt were done by Koons (2001) and Meredith et al. (2015). They studied daily electron fluxes with energies larger than 2 MeV with GOES satellite, (i.e. at a fixed value of $L \sim 6.6$) and using the peaks over threshold (POT) method. Other analyses were done by O'Brien et al. (2007) and Meredith et al. (2016). They used the Maximum of Blocks method and extended the energies levels of electrons between some keV–MeV, also they used data from highly elliptical and low Earth orbit, respectively to extend the study to $L \sim 3 - 8$.

In this work, we explore the extreme electron fluxes with energies in the range of 0.249 MeV to 0.802 MeV measured with the particle detector ICARE-NG on board the Argentinean polar orbit satellite SAC-D at 660 km altitude. We applied the POT method in the outer radiation belt ($L = 3.5 - 5.0$) and in the South Atlantic Magnetic Anomaly. In the Methodology section, the extreme value analysis used to study the extreme electron fluxes in the outer radiation belt and in the South Atlantic Magnetic Anomaly is described. The method applied to data in both regions is described in Data section. The Results section presents the shape parameters that describe the distribution tails behaviour and the return levels for both regions. Finally, we present the conclusions of this work.

2. METHODOLOGY

In this work we performed a statistical technique used for modelling and estimating of the distribution tail behaviour known as an extreme value analysis, (i.e. Coles, 2013). There are two well-known general characterizations for the extreme value. One is based on the maximum of blocks, the other is based on exceedances/peaks of a high threshold (POT). For the POT method the raw data consist

of a sequence of independent and identically distributed measurements x_1, \dots, x_n . Extreme events are identified by defining a high threshold u , for which the exceedances are $x_i : x_i > u$. Label these exceedances by $x(1), \dots, x(k)$, define threshold excesses by $y_j = x(j) - u$, for $j = 1, \dots, k$. The y_j may be regarded as independent realizations of a random variable whose distribution can be approximated by a member of the generalized Pareto family. In the case of the POT method, the appropriate function to fit the cumulative probability density function of extreme events is the Generalized Pareto (GP) distribution (Pickands, 1975) defined by,

$$G_{k,\mu,\sigma}(X) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \frac{k(X-\mu)}{\sigma}\right)^{-\frac{1}{k}}, & \text{for } k \neq 0 \\ 1 - \exp\left(-\frac{X-\mu}{\sigma}\right), & \text{for } k = 0 \end{cases}$$

where X is the random variable associated with the electron flux, μ and σ are the location and scale parameters, respectively. The shape parameter, k , describes the behaviour for extreme values of the distribution. The GP distribution has three basic forms depending on the value of the shape parameter: i) distributions whose tails decrease exponentially, such as the normal distribution, lead to a GP shape parameter of zero, ii) distributions whose tails decrease as a polynomial, such as Student's t , lead to a positive shape parameter and iii) distributions whose tails are finite, such as the beta functions, lead to a negative shape parameter (Coles, 2013). By definition, the GP distribution models exceedances above a threshold. In particular, the GP distribution function ($G(x)$) is a suited candidate to represent the probability that a random variable X exceeds some value x given that it already exceeds a threshold μ ,

$$P(X > x | X > u) = 1 - G(x)$$

The X_N return level is the level expected to be exceeded once every N years, defined by Coles (2013) as:

$$X_N = u + \frac{\sigma}{k} \left((N n_d n_c / n_{tot})^k - 1 \right), \quad \text{for } k \neq 0$$

where N is the number of years expected to wait in order to get a X_N value, n_d is the number of observations per year, n_c is the number of observations exceeding the threshold and n_{tot} the total number of data points.

3. DATA

The particle detector ICARE-NG on board the polar orbit satellite SAC-D provides information about the Omni-directional Integral Electron Flux (FEIO) for a width range of L values (i.e. $L = 1 - 8$) and a wide range of energy (0.249 to 1.192 MeV) divided in 19 energy channels with a temporal cadence of 16 seconds during the period from August/2011 to June/2015 that corresponds to the maximum phase of the solar cycle 24. ICARE-NG is the new generation of the particle detector ICARE on board the Argentinean satellite SAC-C. Furthermore, ICARE-NG was also on board during the JASON-2 mission, and on JASON-3. A complete description of the ICARE-NG/CARMEN-1 instrument can be found in Boscher et al. (2011). Protons with energies above 100 MeV usually cannot be shielded by solid-state detectors and may contaminate the electron observations (Vampola, 1998). This contamination by energetic protons has been studied to affect several spacecrafts, for example in the Van Allen probe MagEIS and in the Cluster RAPID/IES (see Claudepierre et al., 2015; Smirnov et al., 2019, respectively). This contamination is also observed in ICARE-NG data (Boscher et al., 2014). Since the electron fluxes data have been contaminated by protons fluxes during solar proton events (SPE), the data was carefully examined to detect SPE periods. A day is considered to be affected by a SPE if the electron flux for each energy channel at $L = 7 - 7.25$ excess in 2 standard deviation the mean value at $L = 7 - 7.25$. We cross-checked those days with the SPE list documented by NOAA (<ftp://ftp.swpc.noaa.gov/pub/indices/SPE.txt>) and found that all the days that excess in 2 standard deviation the mean value at $L = 7 - 7.25$ were in the NOAA

SPE list. Finally, we removed from the data all the days that were affected by a SPE. This procedure is followed in order to remove SEPs events that have a significant effect on the electron flux measurements.

The daily averaged electron flux for energies $E > 0.270$ MeV and $E > 0.802$ MeV for the period August/2011 to June/2015 and the K_p index for the same period are shown in Fig. 1a,b. Before removing the SPE periods, as described in Section 3, the SPE can be seen in Fig. 1a,b as red vertical lines that extends from $L \sim 3 - 8$. For instance, the X-class solar flare detected on March 7 2012 produced a large SPE. The outer radiation belt extends from $L = 3$ to $L = 7$ with a maximum around $L = 3.5 - 5.0$ and the inner radiation belt can be observed at $L = 1.5 - 2.0$. The outer radiation belt presents several fluctuations along time with enhancements of almost two order magnitude in a few days. These sudden increases are well known, and they are associated with geomagnetic storms. In contrast with the outer radiation belt, the inner belt stays almost constant.

The K_p index for the same period is shown Fig. 1c, as a measurement of the magnitude of geomagnetic disturbance on a planetary scale. It ranges from 0 to 9, with zero being very quiet and 9 indicating an extreme geomagnetic storm (Bartels, 1949). This data is available at <https://cdaweb.gsfc.nasa.gov/index.html/>. It can be seen that the sudden increases of electron fluxes in the outer radiation belt correspond to K_p values larger than $K_p = 5$ (i.e, during geomagnetic storms). Also, during these events an enhancement of the electron flux is observed in the slot region (i.e. $L \sim 3$) after the most intense geomagnetic storms (i.e. $K_p > 5$).

The electron flux enhancement in the core of the outer belt shown in Fig. 1a is still evident in Fig. 1b. The electron flux presents an enhancement of two order magnitude during the most intense geomagnetic storms. However, while increasing the energy channel, the electron

flux enhancement is confined in a more stretch region $L = 3$ to $L = 6$, the outer bound of the outer radiation belt is reduced, and the slot region almost do not present any perturbation.

The temporal mean value from August/2011 to June/2015 of all the data set in geographical coordinates and spatial resolution of $5^\circ \times 5^\circ$ and $E > 0.270$ MeV is shown in Fig. 2a. There is a maximum of electron flux $> 10^5 \text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$ in the region of the SAMA that extends round south America and South Atlantic Ocean. A second relative maximum is observed in high latitudes near the auroral zone, these electron population are associated with $L > 2$ and correspond to the electron particles in the outer radiation belt with a mean value of $> 10^4 \text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$. The solid line in Fig. 2a represents the core of the SAMA defined for each energy channel as the region that exceeds the 98th percentile of the 2011–2015 mean value in the same energy channel (e.g., for $E > 0.270$ MeV is $1.1 \times 10^5 \text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$).

The geomagnetic field lines at the SAMA region for the satellite altitude (660 km) correspond to low values of the L shell parameter ($L \sim 2$). In order to see an effect of the geomagnetic storms in the SAMA region we defined a “calm day” when all K_p values in this day satisfy the condition $K_p \leq 3$. In the same way, we defined a “day with a geomagnetic storm”, when at least one value of the analysed day satisfies the condition $K_p \geq 5$. The mean values for all the calm days and for all the geomagnetic storms days were computed. The difference of the electron flux for energies $E > 0.270$ MeV between the mean field of geomagnetic storm days and the calm days is shown in Fig. 2b. As expected, there are only positive values, that correspond to electron fluxes larger during geomagnetic storm days than during calm days. There is a maximum enhancement in the order of $10^4 \text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$ in the electron flux during geomagnetic storms in the SAMA region and a lower enhancement in the auroral zone (i.e. outer radiation belt). This enhancement during geomagnetic storms days is also observed for

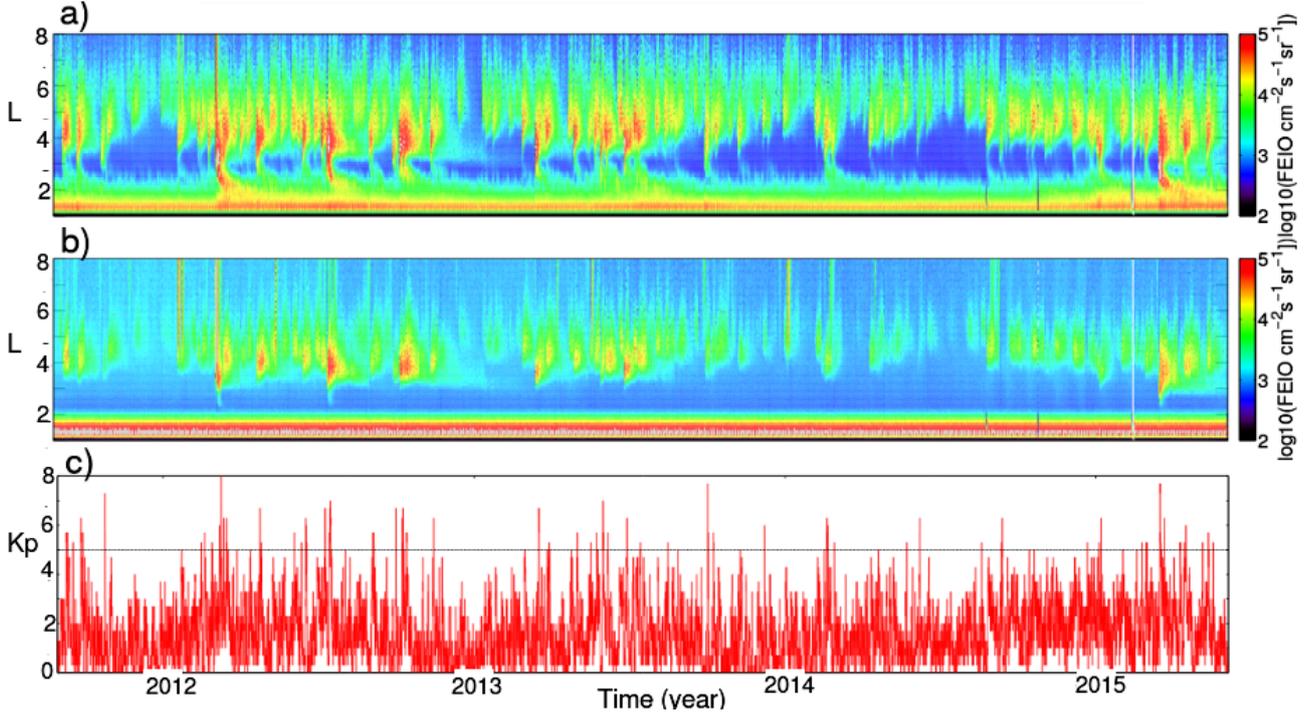


Figura 1: a) Daily averaged electron flux for energies $E > 0.270$ MeV in function of time and L . b) Daily averaged electron flux for energies $E > 0.802$ MeV in function of time and L . c) Geomagnetic index K_p in function of time, values that exceeds the black line ($K_p = 5$)

the rest of the energy channels (not shown). From this Figure we conclude that the largest response of electron fluxes can be detected at high latitudes and in the SAMA region.

The tails of the distribution function (extreme events) of electron fluxes in the outer radiation belt and the SAMA are studied using the same statistical tool, which is based on the extreme value theory (see Section 2).

3.1. OUTER RADIATION BELT REGION

In the outer radiation belt, the POT method is applied to daily averaged electron fluxes. Then, the data are grouped in accordance with the L parameter between $L = 1 - 8$, in bins with sizes $\Delta L = 0.25$. The threshold was defined for each energy channel and for each L value by the 90th percentile of the daily averaged electron flux, considering the full analysed range time. The extreme values series are reconstructed for

7 energy channels in the range of 0.270 MeV to 0.802 MeV for the core of the outer radiation belt (i.e. $L = 3.5 - 5.0$). The daily averaged electron flux in the inner edge and in the outer edge of the core of the outer radiation belt (i.e. $L = 3.5 - 3.75$ and $L = 4.5 - 4.75$ respectively) for energies $E > 0.270$ MeV are shown in Fig. 3a,b.

The values that exceed the threshold in both panels of Fig. 3 are generally associated with intense geomagnetic storms ($K_p > 5$) as shown in Fig. 1. In the inner edge of the outer radiation belt (Fig. 3a), the extreme events are well defined as sudden increases in the electron flux. The extreme events can reach electron flux values of $1.4 \times 10^5 \text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$. In the core of the outer radiation belt (Fig. 3b), these increases are not so well defined and the maximum of electron flux reach values of $5 \times 10^4 \text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$ for the most intense geomagnetic storms. On the other hand, the 90th percentile threshold value is larger in the inner edge than in the

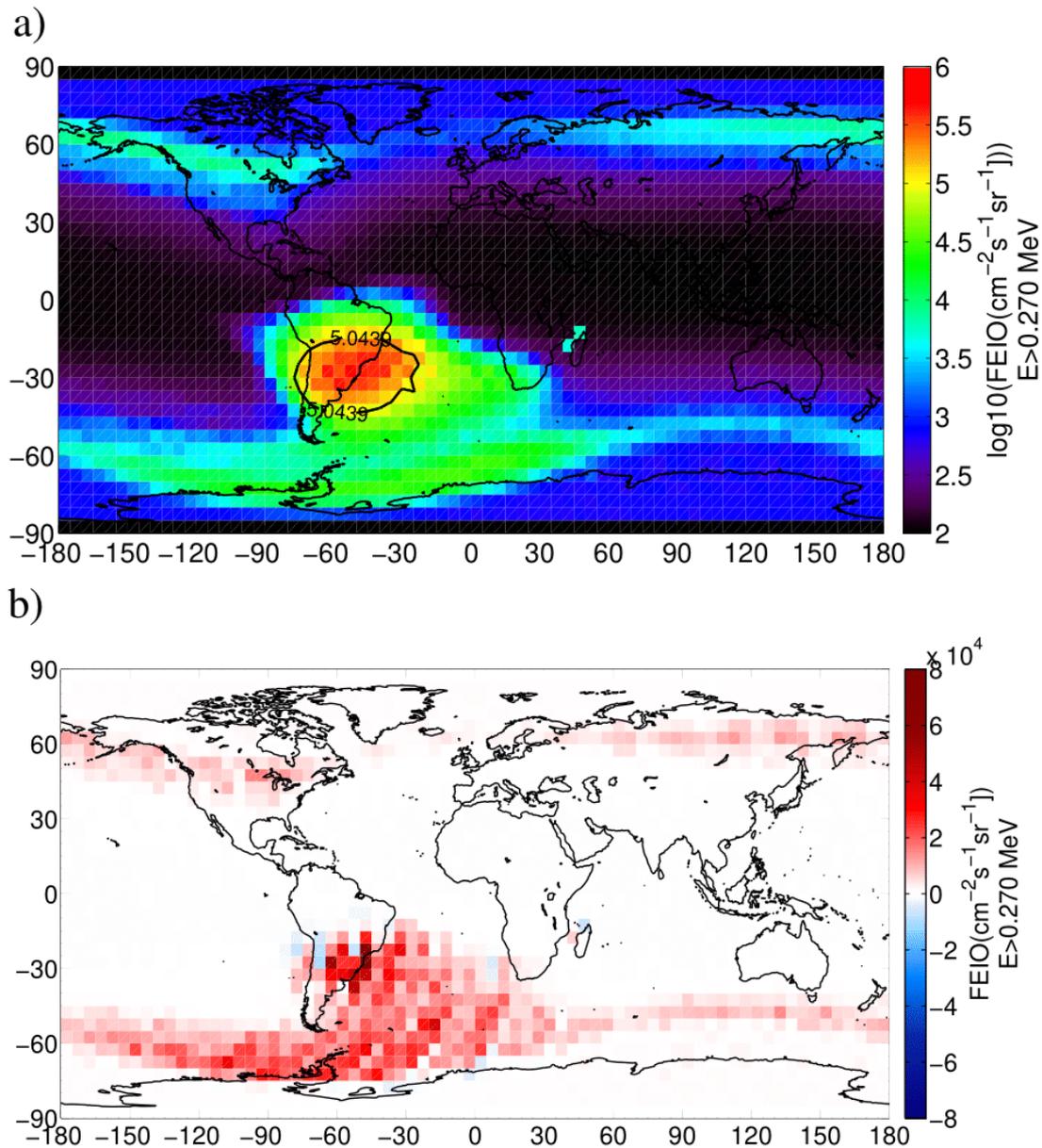


Figura 2: a) Mean field of electron flux ($E > 0.270$ MeV) from August/2011 to June/2015 at ~ 660 km altitude (shaded). The SAMA is defined as the geographical region where the electron flux is higher than the 98th percentile value (contour). b) Electron flux difference between the mean value of 2011-2015 during geomagnetic storm days ($Kp \geq 5$) and the mean value during calm days ($Kp \leq 3$).

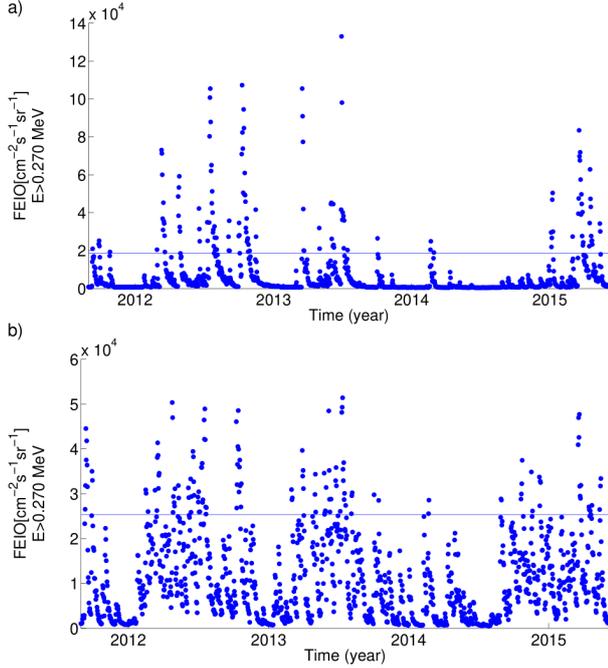


Figura 3: Scatterplot of daily averaged electron flux (dots) and 90th percentile value as threshold (line) between August/2011 to June/2015 for $E > 0.270\text{MeV}$ at, a) $L = 3.5 - 3.75$ corresponding to the inner edge of the outer radiation belt and b) $L = 4.5 - 4.75$ corresponding to the core of the outer radiation belt.

core of the outer radiation belt. The electron flux variation over time is almost the same for the rest of the energy channels at a fixed L bin value (not shown). The most important difference is that the magnitude of the flux is lower while increasing the energy.

3.2. SAMA REGION

In the SAMA region, the POT method is applied to the daily averaged electron fluxes that fill the core of the SAMA (i.e. all the data points inside the contour shown in Fig. 2). In this case, the SPE events were also removed as described before and we used the percentile 90% of the daily averaged electron flux in the core of the SAMA as the threshold.

Figure 4 shows the scatterplot of the daily averaged electron flux for two energy channels in the core of the SAMA. The horizontal line represents the threshold value. As expected, the figure shows, for both energies, sudden increases in the electron flux as in Fig. 3, associated with geomagnetic storms. Furthermore, the magnitude of the electron flux in the SAMA is one order magnitude larger than in the outer radiation belt, as shown in Fig. 2a (i.e., $10^4\text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$ in the outer radiation belt and $10^5\text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$ the SAMA region). Due to the proton flux contamination in the SAMA for the higher energy ranges, we focus the analysis to the extreme events in the lower energy channels (i.e. 0.249 MeV, 0.270 MeV and 0.299 MeV).

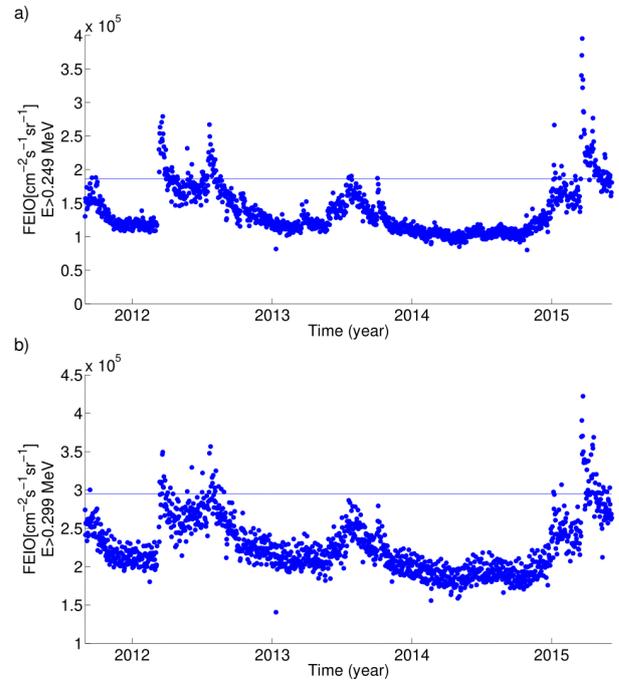


Figura 4: Scatterplot of daily averaged electron flux (dots) and 90th percentile value as threshold (line) between August/2011 to June/2015 at the SAMA region, for a) energies $E > 0.249\text{MeV}$ and b) energies $E > 0.299\text{ MeV}$.

4. RESULTS

The daily averaged electron flux for 7 energy channels between 0.270 MeV and 0.802 MeV and in the range $L = 3.5 - 5.0$ were reconstructed

for the study of the outer radiation belt. For the SAMA we limit the analysis to its core defined in Fig. 2, and for energies between 0.249 MeV and 0.299 MeV. In both cases we used the values that exceed the threshold u defined as the 90th percentile as mentioned in Section 3. Then, we applied the maximum likelihood method to find the free parameters of the Generalised Pareto cumulative distribution function of Equation 1.

The cumulative distribution function of the electron fluxes from observations and the associated fitted GP function for the outer radiation belt are shown in Fig. 5. It can be seen that this theoretical function applied to the tail (extreme cases) of distribution functions (shown in dashed line) well describe the observations (shown with circles). The distributions of the electron fluxes at $L = 3.5 - 3.75$ are shown in Fig. 5a. The observed fluxes at any given energy cover over 1 order of magnitude. The largest observed fluxes cover over one order of magnitude, ranging from $5 \times 10^4 \text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$ at $E > 0.802 \text{ MeV}$ to $1 \times 10^5 \text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$ at $E > 0.270 \text{ MeV}$. A similar plot for different L shell parameters are shown in Figs. 5b-g. The largest observed fluxes increase for $L = 3.75-4.0$ and then starts to decrease while increasing L . Moreover, the observed flux for any given energy cover over a smaller range while increasing the L parameter.

The estimated shapes parameters k for the outer radiation belt are shown in Table 1. In general, for $L \geq 4$ there are more cases with negative k values, suggesting that the distribution function of the extreme cases is finite. However, only in some cases, the k error bar provides negative values with 95% confidence (shown in bold). In the inner edge of the outer radiation belt ($3.5 < L < 3.75$) both signs of k are found without statistical significance. We also notice that for all the range of L and energies a significantly positive value of k is not reported. The negative shape parameter found in $L = 4.5-4.75$ is found to be in accordance with the results of Meredith et al. (2017).

For the cases where k is significantly negative, the return values X_N for 10, 50 and 100 years were computed using the Equation 2. Fig. 6 shows the largest expected electron that is likely to be observed over the three different periods of time at $L = 4.5-4.75$ and for different energy channels. The 1 in 10 year electron flux shows a general decreasing trend with energy ranging from $3.5 \times 10^4 \text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$ for $E > 0.249 \text{ MeV}$ to $1.5 \times 10^4 \text{ cm}^{-2}\text{s}^{-1}\text{sr}^{-1}$ for $E > 0.802 \text{ MeV}$. The same behaviour is observed for the 1 in 50 and 1 in 100 year event. Furthermore, for all the energy channels the return value is larger as the waiting time increases, although the behaviour is not linear. For example, for $E > 0.249 \text{ MeV}$ the expected electron flux between 50 and 10 years differs in 1×10^4 meanwhile between 100 and 50 this difference is smaller, $X_{100} - X_{50} \approx 0.25 \times 10^4$.

The shape parameter (k) values for energies $E > 0.249 \text{ MeV}$ and $E > 0.270 \text{ MeV}$ in the SAMA are marginally negative, but the 95% interval confidence makes k both positive and negative. Moreover, the shape parameter for $E > 0.299 \text{ MeV}$ is marginally positive with an error bar that also makes k both positive and negative. Thus, it is not possible to infer the behaviour of the tail of extreme electron fluxes in the SAMA.

5. SUMMARY AND CONCLUSIONS

The energetic electrons fluxes in the outer radiation belt are the source of many of the technological hazards for satellites in any Earth orbit. Depending on the energy of these electron, they can produce different damages to the spacecrafts. Especially during a geomagnetic storm, the electron fluxes can increase dramatically. Furthermore, as the SAMA is a region where the magnitude of the geomagnetic field is weaker, the electron fluxes over this region reach lower altitudes. The aim of this work is to study the extreme electron fluxes in the outer radiation belt and a special emphasis in the SAMA region. We studied the tails of the distribution function using the extreme value theory, in particular we used

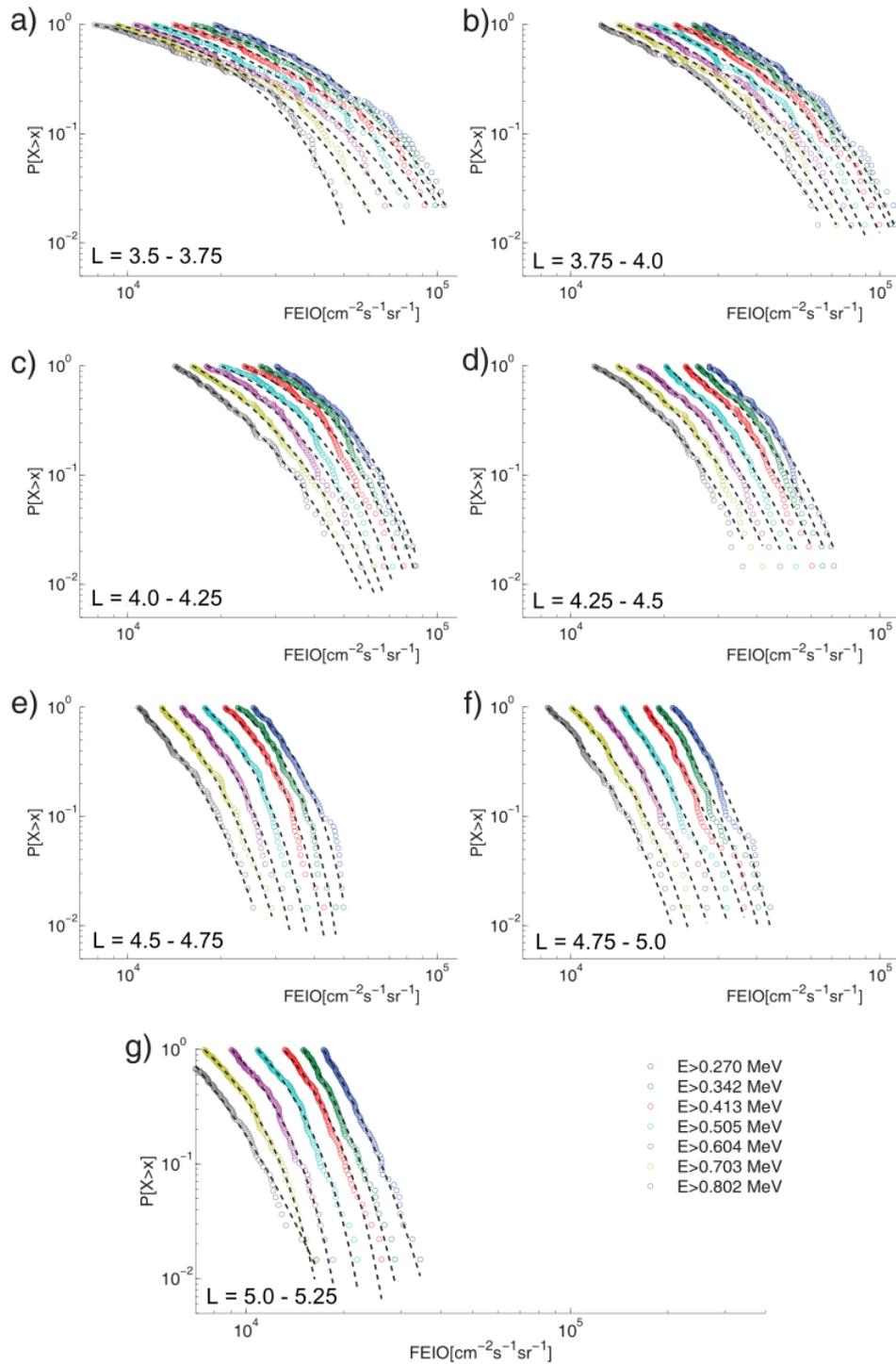


Figura 5: Extreme value analysis for seven energy channels. Cumulative distribution from observations (circles) and associated fitted GP functions (dashed) for a) $L = 3.5 - 3.75$, b) $L = 3.75 - 4.0$, c) $L = 4.0 - 4.25$, d) $L = 4.25 - 4.5$, e) $L = 4.5 - 4.75$, f) $L = 4.75 - 5.0$ and g) $L = 5.0 - 5.25$.

Energy (MeV)	L range						
	3.5 – 3.75	3.75 – 4.0	4.0 – 4.25	4.25 – 4.5	4.5 – 4.75	4.75 – 5.0	5.0 – 5.25
0.270	-0.005	-0.047	-0.170	-0.094	-0.026	-0.012	-0.140
0.342	0.017	-0.037	-0.160	-0.056	-0.029	0.062	-0.100
0.413	0.044	0.047	-0.170	-0.031	-0.250	-0.008	-0.190
0.505	0.080	-0.040	-0.170	0.0002	-0.190	0.009	-0.190
0.604	0.041	0.013	-0.110	-0.056	-0.170	0.024	-0.200
0.703	-0.056	0.005	-0.021	-0.050	-0.082	-0.058	-0.190
0.802	-0.220	0.065	0.026	-0.065	-0.054	-0.053	0.063

Tabla I: Estimated shape parameter (k) values for the outer radiation belt Region. Bold values indicate values with 95 % confidence

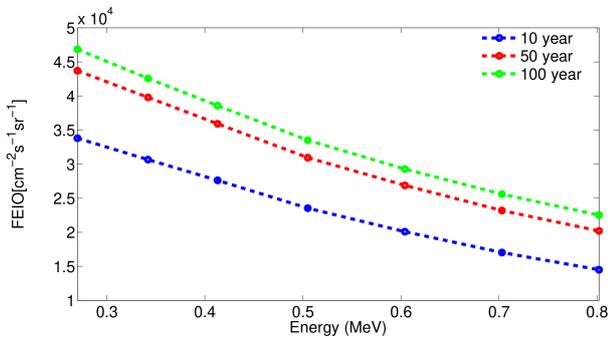


Figura 6: Return values for 10, 50 and 100 years for $L = 4.5 - 4.75$ in the range of electron energies between $E > 0.249$ MeV to $E > 0.802$ MeV.

the peaks over threshold method. We used data from the ICARE-NG particle detector on board the Argentinean SAC-D spacecraft, which provides data of the electron fluxes in different energies channels (between $E > 0.240$ MeV and $E > 0.802$ MeV) and in a wide range of L values. Some preliminary results are present in Lanabere and Dasso (2018).

The peaks over threshold method was applied to the daily averaged electron flux in the outer radiation belt for different L ranges. Also, the method was applied to the daily averaged electron flux inside the SAMA region. In both cases we defined the threshold as the 90th percentile of the full data set for each L and energy value. Then, the maximum likelihood

method was applied to estimate the shape parameter (k) in the outer radiation belt and in the SAMA region for different energy channels between $E > 0.240$ MeV and $E > 0.802$ MeV.

In this work we found that negative shape parameters dominate in the outer radiation belt for $L > 4$. Furthermore, in some cases we found negative shape parameter with 95 % confidence but no statistically significant positive shape parameters.

In particular, at $L = 4.5 - 4.75$ these results are consistent with that found in Meredith et al. (2017) and in O'Brien et al. (2007). Where Meredith et al. (2017) found significant negative shape parameter ($k < 0$) centered at $L = 4.5$ for energies between 0.69 MeV and 2.05 MeV and O'Brien et al. (2007) found evidence of negative k values for energies from 100 keV to some MeV throughout the outer radiation belt $L = 2 - 8$. Also, for lower energies, Meredith et al. (2016) found that in the region $L = 4 - 8$ and with $E > 30$ keV k is negative. Although, Meredith et al. (2016) found that the shape parameter for $E > 100$ keV and $E > 300$ keV are positive.

In this case, the electron flux return values for 10, 50 and 100 years were computed. The return values for the three cases shows a general decreasing trend with energy. Furthermore, for all the energy channels the return value is larger as the waiting time increases, although the

behaviour is not linear.

However, in the SAMA region the error bar of the shape parameter give negative and positive values, so it is not possible to infer the behaviour of the tail of the extreme fluxes.

These results are important to understand the environment encountered by satellites passing through the outer radiation belt, in particular, the extremes of this environment to be able to better protect space assets operating in this region and the impact on the resulting life expectancy of the satellite. We advise that our flux limits published here are not used for decision making since our analysis is only for academic purposes, and it is limited in time. A deeper and more conclusive analysis requires a larger data set that covers multiple solar cycles. Although, the analysis was applied to a short data base obtained from ICARE-NG on board Argentinean satellite SAC-D, we found consistent results with the results of other authors. Despite this instrument on board SAC-D stopped operating in June 2015, the same kind of particle detector (ICARE-NG) was on board Jason-2 (2008-2019) and it is at present on board Jason-3 launched 2016. So, we expect in a future to include this data in order to extend the data set in order to have more statistic and to cover a full solar cycle.

The flux limits found in this work correspond to the studied phase of the solar cycle and may not represent the absolute maximum flux, since our data covers the maximum phase of solar cycle 24, meanwhile it is well known that the maximum electron flux is observed during the declining phase (Miyoshi and Kataoka, 2011).

ACKNOWLEDGEMENTS: The authors thank CONAE (Comisión Nacional de Actividades Espaciales, in spanish) for providing the data used for this work. The authors acknowledge partial support from the Argentinian grants UBACyT (UBA) and PIDDEF 2014/8

(Ministerio de Defensa, Argentina).

REFERENCIAS

- Abdu, M. A., I. S. Batista, L. R. Piazza, and O. Massambani, 1981: Magnetic storm associated enhanced particle precipitation in the South Atlantic Anomaly: Evidence from VLF phase measurements. *Journal of Geophysical Research: Space Physics*, 86 (A9), 7533–7542, doi: 10.1029/JA086iA09p07533
- Bartels, J., 1949: The standardized index ks and the planetary index kp. *IATME Bull*, 12b, 97
- Boscher, D., and Coauthors, 2011: In Flight Measurements of Radiation Environment on Board the French Satellite JASON-2. *Nuclear Science, IEEE Transactions on*, 58, 916–922
- Boscher, D., and Coauthors, 2014: In-Flight Measurements of Radiation Environment on Board the Argentinean Satellite SAC-D. *IEEE Transactions on Nuclear Science*, 61 (6), 3395–3400, doi:10.1109/TNS.2014.2365212
- Caraballo, R., L. Sánchez Bertucci, and G. Tancredi, 2013: Geomagnetically induced currents in the Uruguayan high-voltage power grid. *Geophysical Journal International*, 195, 844–853, doi:10.1093/gji/ggt293
- Claudepierre, S. G., and Coauthors, 2015: A background correction algorithm for van allen probes mageis electron flux measurements. *Journal of Geophysical Research: Space Physics*, 120 (7), 5703–5727, doi:10.1002/2015JA021171
- Coles, S., 2013: *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer Series in Statistics, Springer London
- de Villiers, J. S., R. J. Pirjola, and P. J. Cilliers, 2016: Estimating ionospheric currents by inversion from ground-based geomagnetic data and calculating geoelectric fields for studies of geomagnetically induced currents. *eos transactions american geophysical union*, 68 (1), 154, doi:10.1186/s40623-016-0530-1
- Elvidge, S., and M. J. Angling, 2018: Using Extreme Value Theory for Determining

- the Probability of Carrington-Like Solar Flares. *Space Weather*, 16 (4), 417–421, doi:10.1002/2017SW001727
- Heirtzler, J. R., J. H. Allen, and D. C. Wilkinson, 2002: Ever-present South Atlantic Anomaly damages spacecraft. *Eos, Transactions American Geophysical Union*, 83 (15), 165–169, doi:10.1029/2002EO000105
- Horne, R. B., M. M. Lam, and J. C. Green, 2009: Energetic electron precipitation from the outer radiation belt during geomagnetic storms. *Geophysical Research Letters*, 36 (19), doi:10.1029/2009GL040236
- Koons, H. C., 2001: Statistical analysis of extreme values in space science. *Journal of Geophysical Research: Space Physics*, 106 (A6), 10915–10921, doi:10.1029/2000JA000234.
- Koons, H. C., and J. F. Fennell, 2006: Space weather effects on communications satellites. *URSI Radio Science Bulletin*, 2006 (316), 27–41, doi:10.23919/URSIRSB.2006.7909358.
- Lanabere, V., and S. Dasso, 2018: Statistical analysis of extreme electron fluxes in the radiation belts. *Proc. of Space Weather of the Heliosphere: Processes and Forecasts, IAU SymposiumUK*, Cambridge University Press, 335, 128–131, doi:10.1017/S1743921317011000.
- McIlwain, C. E., 1961: Coordinates for mapping the distribution of magnetically trapped particles. *Journal of Geophysical Research*, 66 (11), 3681–3691, doi:10.1029/JZ066i011p03681.
- Meredith, N. P., R. B. Horne, J. D. Isles, and J. C. Green, 2016: Extreme energetic electron fluxes in low Earth orbit: Analysis of POES E \lesssim 30, E \lesssim 100, and E \lesssim 300 keV electrons. *Space Weather*, 14 (2), 136–150, doi:10.1002/2015SW001348
- Meredith, N. P., R. B. Horne, J. D. Isles, and J. V. Rodriguez, 2015: Extreme relativistic electron fluxes at geosynchronous orbit: Analysis of GOES E \lesssim 2 MeV electrons. *Space Weather*, 13 (3), 170–184, doi:10.1002/2014SW001143.
- Meredith, N. P., R. B. Horne, I. Sandberg, C. Papadimitriou, and H. D. R. Evans, 2017: Extreme relativistic electron fluxes in the Earth's outer radiation belt: Analysis of INTEGRAL IREM data. *Space Weather*, 15 (7), 917–933, doi:10.1002/2017SW001651
- Miyoshi, Y., and R. Kataoka, 2011: Solar cycle variations of outer radiation belt and its relationship to solar wind structure dependences. *Journal of Atmospheric and Solar-448 Terrestrial Physics*, 73 (1), 77–87, doi:10.1016/j.jastp.2010.09.031
- Nishino, M., K. Makita, K. Yumoto, F. S. Rodrigues, N. J. Schuch, and M. A. Abdu, 2002: Unusual ionospheric absorption characterizing energetic electron precipitation into the South Atlantic Magnetic Anomaly. *Earth, Planets and Space*, 54 (9), 907–916, doi:10.1186/BF03352438
- O'Brien, T. P., J. F. Fennell, J. L. Roeder, and G. D. Reeves, 2007: Extreme electron fluxes in the outer zone. *Space Weather*, 5 (1), doi:10.1029/2006SW000240
- Pickands, J., 1975: Statistical Inference Using Extreme Order Statistics. *The Annals of Statistics*, 3 (1), 119–131
- Prölss, G., 2012: Physics of the Earth's Space Environment: An Introduction. Springer Berlin Heidelberg.
- Re, M., and V. R. Barros, 2009: Extreme rainfalls in se south america. *Climatic Change*, 96 (1), 119–136, doi:10.1007/s10584-009-9619-x
- Reeves, G. D., K. L. McAdams, R. H. W. Friedel, and T. P. O'Brien, 2003: Acceleration and loss of relativistic electrons during geomagnetic storms. *Geophysical Research Letters*, 30 (10), doi:10.1029/2002GL016513
- Ruzmaikin, A., J. Feynman, and I. Jun, 2011: Distribution of extreme solar energetic proton fluxes. *Journal of Atmospheric and Solar-Terrestrial Physics*, 73, 300–307, doi:10.1016/j.jastp.2009.12.016
- Sheldon, W. R., and J. R. Benbrook, 2004: The sink for outer belt electrons and the electrodynamic of the middle atmosphere. *Advances in Space Research*, 34, 1806–1810,

doi:10.1016/j.asr.2003.06.033

- Smirnov, A. G., and Coauthors, 2019: Electron intensity measurements by the cluster/rapid/ies instrument in earth's radiation belts and ring current. *Space Weather*, 17 (4), 553–566, doi:10.1029/2018SW001989
- Tencer, B., and M. Rusticucci, 2012: Analysis of interdecadal variability of temperature extreme events in Argentina applying EVT. *Atmósfera*, 25, 327– 337
- Trivedi, N. B., B. M. Pathan, N. J. Schuch, M. Barreto, and L. G. Dutra, 2005: Geomagnetic phenomena in the South Atlantic anomaly region in Brazil. *Advances in Space Research*, 36, 2021–2024, doi:10.1016/j.asr.2004.09.020
- Vampola, A. L., 1998: Measuring Energetic Electrons-What Works and What Doesn't. Washington DC American Geophysical Union Geophysical Monograph Series, 102, 339, doi: 10.1029/GM102p0339
- Walt, M., 2005: Introduction to Geomagnetically Trapped Radiation. Cambridge Atmospheric and Space Science Series, Cambridge University Press
- Wrenn, G. L., D. J. Rodgers, and K. A. Ryden, 2002: A solar cycle of spacecraft anomalies due to internal charging. *Annales Geophysicae*, 20, 953–956, doi:10.5194/angeo-20-953-2002
- Xiong, Y., and Coauthors, 2015: Responses of relativistic electron fluxes in the outer radiation belt to geomagnetic storms. *Journal of Geophysical Research: Space Physics*, 120 (11), 9513–9523, doi:10.1002/2015JA021440

NUEVA BASE DE DATOS RETICULADA DE PRECIPITACIÓN PARA LA PROVINCIA DE SANTA CRUZ, ARGENTINA

Leandro Almonacid¹, Natalia Pessacg², Boris Diaz³, Oscar Bonfli⁴, Pablo L. Peri^{3,5}

¹Municipalidad de Rio Gallegos– CONVENIO INTA.

²Instituto Patagónico para el Estudio de los Ecosistemas Continentales (IPEEC-CCT CONICET-CENPAT).

³Grupo Forestal, Agrícola y Manejo del Agua (FAMA) – EEA Santa Cruz -INTA.

⁴Servicio Meteorológico Nacional – Oficina Rio Gallegos.

⁵Municipalidad de Rio Gallegos– CONVENIO INTA.

(Manuscrito recibido el 7 de noviembre de 2019, en su versión final el 15 de septiembre de 2020)

RESUMEN

La precipitación es una variable esencial para caracterizar el clima y el ciclo hidrológico de una región. Pero a pesar de su importancia, existen vastas regiones, como Patagonia sur, con redes pluviométricas poco densas que no permiten una adecuada representación de la precipitación a escala regional. El objetivo de este trabajo fue generar una base de datos de precipitación reticulada para la provincia de Santa Cruz. Para ello se realizó un control de calidad y homogeneidad de las series de precipitación disponibles y se utilizó la técnica de Kriging Ordinario para la interpolación, generando un producto de precipitación reticulada anual y estacional para el periodo 1995-2014 con una resolución de 20 km. Esta base de datos de precipitación reticulada para Santa Cruz (BPRSC) mostró un buen desempeño en sus estimaciones al realizar una validación independiente con estaciones pluviométricas no utilizadas en el modelo, además de representar en forma satisfactoria la interacción con la topografía, la circulación atmosférica y la proximidad a los océanos. Por consiguiente, esta nueva base de datos representa una herramienta útil para utilizarla como insumo en modelos hidrológicos y ecológicos. Por otro lado, se utilizaron diferentes estadísticos para evaluar cinco bases de datos globales respecto de estaciones de validación. Los resultados mostraron un mejor desempeño en el producto anual y el promedio de los estacionales para BPRSC, mientras que ERA5 mostro mejor desempeño en la estación de verano y un resultado levemente mejor que BPRSC en la estación de otoño.

Palabras clave: Patagonia sur, isohietas medias anuales y estacionales, kriging ordinario, bases globales de precipitación.

A NEW GRIDDED PRECIPITATION DATABASE FOR SANTA CRUZ PROVINCE, ARGENTINA

ABSTRACT

Precipitation is an essential variable to characterize the climate and the hydrological cycle of a region. However, there are vast regions, such as southern Patagonia, with

a lack of rainfall networks for adequate representation of regional precipitation patterns. The objective of this work was to generate a gridded precipitation database for Santa Cruz province (Argentina). For this, a quality control and homogeneity test of available precipitation series was performed, and the Ordinary Kriging technique was used for interpolation. Then, annual and seasonal reticulated precipitation for the period 1995-2014 with a resolution of 20 km was obtained. This gridded precipitation database for Santa Cruz (RPDSC) showed a good performance by performing an independent validation with pluviometric stations not used in the model. Also, RPDSC satisfactorily represented the interaction with topography, atmospheric circulation and proximity to oceans. Therefore, this new database represents a useful tool as an input in hydrological and ecological models. On the other hand, different statistics were used to evaluate five global databases regarding validation stations. The results showed a better performance in the annual product and the average of the seasonal ones for BPRSC, while ERA5 showed better performance in the summer season and a slightly better result than BPRSC in the fall season.

Keywords: Southern Patagonia, annual and seasonal mean isohyets, ordinary kriging, global precipitation databases.

1. INTRODUCCIÓN

Las mediciones de precipitación son esenciales para estudios climáticos, agrícolas e hidrológicos y son fundamentales para entender los procesos que relacionan el clima con la cobertura vegetal y el suelo, como la productividad de los ecosistemas, los ciclos de carbono y nitrógeno del suelo y la biodiversidad del hábitat (Gaitán et al., 2014; Peri et al., 2018 y 2019; Rosas et al., 2018; 2019). En regiones áridas y semiáridas es de vital importancia para el estudio de la productividad primaria de pastizales naturales, donde la disponibilidad de agua en el perfil del suelo es condicionante de la diversidad de especies de plantas presentes (Bertiller et al., 1995). Este conocimiento resulta primordial para el manejo de sistemas productivos agropecuarios que dependen de la productividad primaria como lo son las producciones ovina y bovina extensiva, principales actividades agropecuarias de la provincia de Santa Cruz (Peri et al., 2013). También así para la comprensión de los procesos de producción de escorrentía superficial, fuente de la cual se obtiene el recurso para el sostenimiento de buena parte de las actividades

socioeconómicas de la región. Santa Cruz se cubre por 13 grandes regiones hidrográficas entre las que se encuentran 2 unidades endorreicas y arreicas, 7 unidades son exorreicas con escurrimientos de vertiente atlántica de unos $26,200Hm^3$ anuales y 4 exorreicas de vertiente pacífica con una producción media anual de $59,700Hm^3$ (Oliva et al., 2017). El río Santa Cruz, principal río de la provincia, supera un caudal de $23,000Hm^3$ anuales, este es el único que presenta un régimen anual de deshielo con sus cabeceras en el Parque Nacional Los Glaciares (Pasquini y Depetris, 2011), con un pico máximo en el verano tardío-inicio de otoño ocasionado mayormente por el derretimiento glaciar (Masiokas et al., 2019). A este se suman casi $1,200Hm^3$ año⁻¹ del río Chico en la región central de la provincia, algo más de $1,000Hm^3$ año⁻¹ del Río Gallegos, y unos $1,000Hm^3$ año⁻¹ en conjunto entre los sistemas del río Deseado y el río Coyle, todos de vertiente atlántica (Oliva et al., 2017).

Sin embargo, la precipitación es una de las variables más difícil de representar a nivel regional debido a su naturaleza discreta y a la marcada heterogeneidad espacial y temporal que presenta. En Santa Cruz, donde se focaliza

este estudio, se suma a esta problemática que el número de estaciones pluviométricas es escaso. En esta región la población es reducida y dispersa, con amplias extensiones de territorio remoto, de difícil acceso y con clima adverso, por lo que la densidad de estaciones meteorológicas oficiales es baja y con poca continuidad temporal (Villalba et al., 2003; Garreaud, 2009), además de no ser zonas cubiertas por los planes de radarización meteorológica nacional.

En amplias regiones del mundo, frente a la escasez de información meteorológica local se recurre al uso de bases de datos globales o cuasi-globales de precipitación. Estos conjuntos de datos, disponibles con diferentes resoluciones espaciales y temporales, se basan en registros de terreno (a partir de estaciones meteorológicas), estimación remota a partir de satélites, o bien una combinación de ambos, así como también otros parten de modelos matemáticos. Diferentes estudios han demostrado que estas bases globales de precipitación logran representar adecuadamente la distribución espacial de esta variable y las tendencias de largo plazo, pero pueden presentarse diferencias significativas con la distribución real del fenómeno a escalas regionales y para estudios hidrológicos a escala de cuenca (Getirana et al., 2011; Pessacg et al., 2015; Bianchi et al., 2016).

Algunas de estas bases de datos han sido evaluadas en Patagonia. Bianchi et al. (2016), analizaron comparativamente el desempeño de cuatro bases globales de precipitación y temperatura respecto a una base reticulada de datos generados a partir de estaciones meteorológicas independientes, obteniendo resultados disímiles, con sobreestimaciones en la precipitación anual entre los 100 y 300 mm según la base de datos analizada. Pessacg et al., (2015, 2018) analizaron la concordancia de diferentes conjuntos de datos globales de precipitación con información puntual obtenida a partir de estaciones meteorológicas independientes, obteniendo diferencias muy marcadas en la magnitud y la distribución

espacial de las precipitaciones, con valores de sobrestimación en la precipitación anual en el orden del 40% y hasta el 500% del valor registrado en regiones cercanas a la cordillera.

Otra alternativa válida para contrarrestar la escasez de estaciones meteorológicas convencionales estandarizadas, como las oficiales del Servicio Meteorológico Nacional (SMN), es la compilación y asimilación de observaciones adicionales de datos registrados en estaciones no convencionales, usualmente no incluidas en estas bases de datos oficiales, previo análisis exhaustivo de homogeneidad y consistencia que permita convalidar sus registros.

En el sur de Patagonia existen pocos antecedentes apropiadamente documentados para caracterizar la distribución de lluvias a partir de registros sistemáticos de estaciones meteorológicas. Uno de los estudios más relevantes para la región fue el realizado por De Fina et al. (1968), quienes a partir de registros de estaciones no convencionales de precipitación y otros procedentes del SMN trazaron las isohietas medias anuales para la provincia de Santa Cruz. Soto (2000), desarrolló un producto similar y, al igual que el antecedente previo, sin presentar un detalle metodológico respecto al número de estaciones utilizadas, su ubicación geográfica, la longitud de series de registros de precipitación o aún el tratamiento aplicado a las series y homogeneidad de las mismas. Hasta el presente se carece aún, tanto de una cartografía climática de precipitación para la provincia de Santa Cruz, como de una descripción detallada del fenómeno, ambos desarrollados a partir de metodologías estandarizadas de tratamiento de datos y su representación espacial.

En las últimas dos décadas, esfuerzos compartidos entre diversas instituciones han permitido la elaboración de un Banco de Datos Hidrometeorológicos regional (BDHM) a partir de la integración de registros climáticos históricos y presentes, principalmente de precipitación y temperatura para el sur de

Patagonia. El BDHM compila, sistematiza y cataloga registros de interés hidrometeorológico para la provincia de Santa Cruz, sur de Chubut y regiones de Chile con recursos hídricos compartidos (Monserrat et al., 2016).

A partir de bases de datos con registros puntuales es posible realizar estimaciones de una variable en particular en regiones con faltante de datos mediante el uso de técnicas de interpolación (Goovaerts, 2000; Lloyd, 2005; Berndt y Haberlandt, 2018). Diversos autores (Tabios y Salas, 1985; Phillips et al., 1992; Goovaerts, 2000) han demostrado que las técnicas de interpolación geoestadísticas (kriging) proveen mejores estimaciones de la precipitación que los métodos convencionales determinísticos. Goovaerts (2000) realizó la interpolación de 36 registros mensuales y anuales de precipitación utilizando dos tipos de técnicas; (1) métodos que utilizan solo los datos generados por la estación pluviométrica (Poligonos de Thiessen, Distancia Ponderada Inversa – IDW- y Kriging Ordinario); así como (2) algoritmos que combinan datos de precipitación con un modelo digital de elevación (Regresión lineal y Co-kriging). Sus resultados confirmaron que, para redes de estaciones pluviométricas de baja densidad, las técnicas geoestadísticas superan a las demás técnicas como IDW o Thiessen, que no tienen en cuenta el patrón espacial de dependencia que es observado usualmente para datos pluviométricos. Por otro lado, encontró que Kriging Ordinario obtuvo mejor desempeño que aquellos que incorporaron como variable auxiliar a la elevación, cuando la correlación entre ambas resulta baja, como ocurre en el sur de Patagonia donde los registros de precipitación no se correlacionan en forma satisfactoria con la elevación.

En este contexto el objetivo del presente trabajo es generar una base de datos reticulada de precipitación media estacional y anual para la provincia de Santa Cruz y compararla con bases de datos globales, con el fin de contar con productos que permitan caracterizar

adecuadamente la precipitación en la región y realizar estudios hidrometeorológicos.

2. DATOS Y METODOLOGÍA

2.1. Área de estudio

El área de estudio se encuentra en la región sur de la Patagonia continental, entre los paralelos 45° y 53° de latitud sur y los 65° y 72° de longitud oeste, cubriendo la totalidad de la provincia de Santa Cruz (Figura 1).

La región está bajo la influencia del cinturón de viento del oeste del Hemisferio Sur, siendo al sur de 40°S notablemente persistentes durante todo el año (Villalba et al., 2003). El clima en esta región puede ser definido como templado o frío templado con un patrón de distribución de las isotermas NO-SE, determinado principalmente por la presencia de la cordillera de Los Andes. La temperatura media anual oscila entre los 12°C en la zona noroeste a 3°C hacia el sur (Paruelo et al., 1998). Las interacciones de las masas de aire húmedo provenientes del Pacífico con la cordillera de Los Andes determina un fuerte gradiente oeste – este de precipitación a lo largo de la región alcanzando un máximo estimado cerca de la cresta andina, con valores entre 2.000-4.000 mm año⁻¹ (Villalba et al., 2003; Garreaud, 2009; Bianchi et al., 2016) hasta más de 9.000 mm año⁻¹ en el sector del Campo de Hielo Sur (DGA, 1987; Schwikowski et al. 2013; Schaefer et al. 2015; Sauter, 2019). En cambio, la mayor parte de la estepa patagónica, al este de la cordillera, recibe menos de 200 mm año⁻¹ (Paruelo et al., 1998; Garreaud et al., 2013; Bianchi et al., 2016). Sobre este ambiente, la distancia entre la cordillera y el mar, en el extremo oriental del continente, explica más del 90 % de la variabilidad espacial de la precipitación media anual (Jobbágy et al., 1995).

2.2. Base de datos de precipitación

Se utilizaron solamente registros mensuales de precipitación líquida disponibles en el

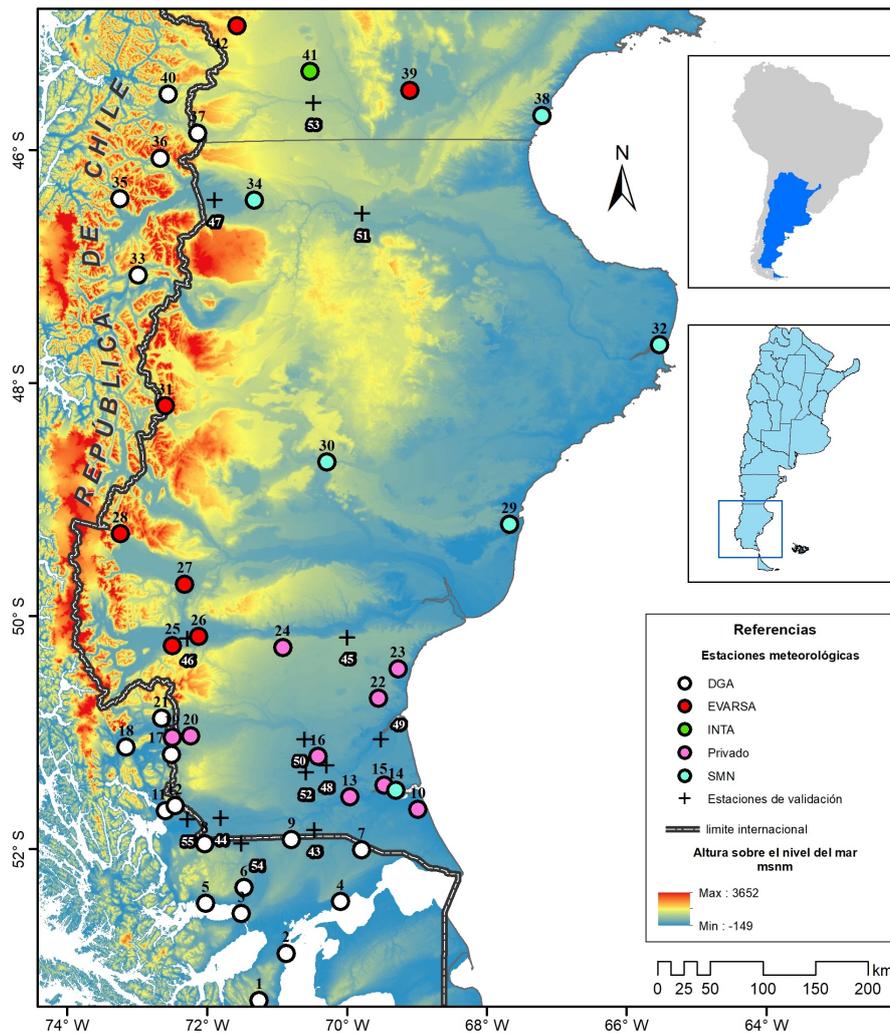


Figura 1: Región de estudio y ubicación de estaciones pluviométricas con 20 años de datos medios mensuales (1995-2014) utilizadas para la construcción de una base de datos reticulados de precipitación y para la validación con 10 años de registro (2005-2014).

Banco de Datos Hidrometeorológicos (BDHM) de la provincia de Santa Cruz (Monserrat et al., 2016), ya que no existen en la provincia estaciones que hayan registrado datos de precipitación sólida. El BDHM fue confeccionado para el registro y organización de datos sobre diferentes variables asociadas a los recursos hídricos, su dinámica natural en cantidad y calidad, su interacción con otros elementos del medio como el suelo, como así también su captación y uso. Este ofrece registros meteorológicos de por lo menos 97 sitios de la provincia de Santa Cruz y regiones vecinas con recursos hídricos compartidos (Monserrat et al.,

2016). Entre éstas se seleccionaron 42 estaciones pluviométricas que cumplieron con un registro temporal de 20 años entre 1995-2014, con no más del 5 % de datos faltantes. Este período es el que aseguró la disponibilidad de series más extensas de registros históricos continuos de precipitación mensual (PM) en la región con menor cantidad de datos faltantes e inconsistencias, así como la mayor confiabilidad en los datos disponibles dado el conocimiento documentado sobre las estaciones que los produjeron. Las estaciones productoras de los datos nativos se encuentran bajo propiedad y responsabilidad de distintos organismos, como la Dirección General de Aguas

(DGA – Chile) a cargo de 18, el Servicio Meteorológico Nacional (SMN – Argentina) responsable de 6, mientras que las restantes 14 se encuentran bajo responsabilidad de otros organismos nacionales y agentes privados (Tabla I). Todas ellas se distribuyen en un rango altitudinal entre los 3 y 900 msnm (Figura 1), la mayor cantidad de las cuales se ubican en el sur de Santa Cruz y la Región de Magallanes y Antártica Chilena, mientras que otro gran grupo de estaciones se encuentran al sur de Chubut y en la Región de Aysén (Chile). Se seleccionaron estaciones pluviométricas fuera de los límites administrativos de la provincia de Santa Cruz con el fin de obtener una mejor representación de la precipitación en situaciones de borde.

Las estaciones pluviométricas oficiales, tanto de DGA como SMN, disponen mayormente de instrumental automático con registro digital de datos pluviométricos. Algunas estaciones del SMN y la mayor proporción de privadas disponen de instrumental analógico y registro manual de la pluviometría acumulada en lapsos de 24 horas.

El registro temporal del fenómeno difiere entre estaciones pluviométricas. Mientras que en las propias de la DGA y buena parte de las del SMN, dentro del período analizado, los registros son horarios, en los pluviómetros privados el registro consiste en la acumulación de lámina precipitada en 24 horas. En los 42 casos disponibles se calcularon los totales mensuales acumulados a partir de estos registros. Se descartaron secuencias para las cuales se pudieron conocer atributos que permitieran sospechar de la confiabilidad de los datos disponibles, como inapropiada ubicación de pluviómetros o inapropiadas técnicas de observación.

2.3. Métodos para el control de calidad y homogeneidad de las series.

El control de calidad de datos climáticos tiene como principal objetivo la identificación de outliers en una determinada serie climática.

NUM	Nombre	Lat.	Long.	Alt. (msnm)	Resp.
1	Lago Parrillar	-53,4	-71,25	320	DGA
2	Punta Arenas en Chabunco	-53	-70,85	37	DGA
3	Río Verde en Escuela G33	-52,65	-71,46	10	DGA
4	San Gregorio	-52,57	-70,07	3	DGA
5	Río Pérez	-52,55	-71,96	5	DGA
6	Villa Tehuelches	-52,43	-71,42	190	DGA
7	Monte Aymond	-52,12	-69,77	160	DGA
8	Río Rubens en Ruta 9	-52,04	-71,94	190	DGA
9	Teniente Merino	-52,03	-70,73	160	DGA
10	Estancia Punta Loyola	-51,78	-68,98	14	Privado
11	Puerto Natales	-51,74	-72,46	45	DGA
12	Casas Viejas	-51,7	-72,33	230	DGA
13	Estancia Laguna Colorada	-51,67	-69,92	26	Privado
14	Río Gallegos Aero	-51,61	-69,28	12	SMN
15	Estancia Killik Aike Norte	-51,57	-69,45	9	Privado
16	Estancia Ruben Aike	-51,31	-70,35	110	Privado
17	Cerro Castillo	-51,26	-72,35	130	DGA
18	Torres Del Paine	-51,17	-72,95	25	DGA
19	Estancia Rupai Pacha	-51,11	-72,07	615	Privado
20	Estancia El Cazador	-51,11	-72,32	350	Privado
21	Cerro Guido	-50,94	-72,46	230	DGA
22	Estancia Ototel Aike	-50,82	-69,52	175	Privado
23	Cañadón De Las Vacas	-50,57	-69,25	295	Privado
24	Estancia La Porfiada	-50,37	-70,79	472	Privado
25	Lago Argentino - Calafate	-50,32	-72,26	186	EVARSA
26	Río Santa Cruz - Charles Fuhr	-50,25	-71,91	188	EVARSA
27	Río La Leona - Hotel La Leona	-49,8	-72,06	251	EVARSA
28	Parque Nacional Los Glaciares	-49,34	-72,88	397	EVARSA
29	Puerto San Julián Aero	-49,32	-67,78	58	SMN
30	Cañadón León - Gdor. Gregores Aero	-48,78	-70,16	356	SMN
31	Río Nansen - Estancia Entre Ríos	-48,26	-72,22	481	EVARSA
32	Puerto Deseado Aero	-47,73	-65,92	81	SMN
33	Estancia Chacabuco	-47,12	-72,49	343	DGA
34	Perito Moreno Aero	-46,51	-71,01	429	SMN
35	Bahía Murta	-46,46	-72,67	240	DGA
36	Villa Cerro Castillo	-46,12	-72,16	345	DGA
37	Balmaceda	-45,92	-71,68	525	DGA
38	Comodoro Rivadavia Aero	-45,79	-67,47	58	SMN
39	Sarmiento	-45,58	-69,08	275	EVARSA
40	Coyhaique En Escuela Agrícola	-45,57	-72,03	343	DGA
41	Río Mayo	-45,41	-70,29	538	INTA
42	Río Senguert-Aserradero La Paulina	-45	-71,17	841	EVARSA
43	Estancia Potrok Aike	-51,94	-70,41	173	INTA
44	Estancia Glencross	-51,82	-71,7	115	Privado
45	Estancia San Ramón	-50,3	-69,91	217	Privado
46	El Calafate Aero	-50,27	-72,05	179	SMN
47	Los Antiguos	-46,5	-71,5	202	INTA
48	Estancia Las Horquetas	-51,39	-70,22	116	Privado
49	Estancia Coy Aike	-51,17	-69,48	64	Privado
50	Estancia Don Ceferino	-51,16	-70,52	171	Privado
51	Estancia San Alberto	-46,64	-69,67	389	Privado
52	Estancia Chank Aike	-51,45	-70,51	163	Privado
53	Río Mayo	-45,68	-70,25	433	EVARSA
54	Penitente en Morro Chico	-52,05	-71,42	177	DGA
55	Río Tranquilo en RN9	-51,82	-72,16	177	DGA

Tabla I: Ubicación geográfica de estaciones de precipitación líquida con registros mensuales entre 1995-2014. Latitud (LAT) y Longitud (LONG) expresados en decimal de grado, en el sistema internacional WGS84 (EPSG:4326). Altitud determinada sobre cartografía topográfica oficial E 1:100.000 del Instituto Geográfico Nacional (IGN).

Estos son considerados observaciones muy alejadas del valor medio que pueden ser atribuidas a errores de medición o eventos meteorológicos extremos (González-Rouco et al., 2001).

Para realizar el control de calidad y la homogeneización de la base de datos se utilizó el software ProClimDB y AnClim respectivamente (Štěpánek, 2015). ProclimDB se utilizó para la identificación y evaluación de outliers.

Mediante el uso de ProClimDB se identificaron un total de 353 outliers (3,8 % del total). Cada uno de estos fueron contrastados con los valores obtenidos de estaciones vecinas para el mismo mes donde fue identificado el outlier. Si la estación más próxima presentó para el mismo mes un valor de precipitación mayor al valor promedio de su propia serie, el outlier no se modificó, caso contrario el mismo se etiquetó como un valor perdido, para luego ser rellenado mediante la técnica de UK traditional method (Kashani y Dinpashoh, 2012).

Con respecto a los periodos atípicos de sequía, se clasificaron como “sospechosos” aquellos periodos con más de tres meses consecutivos con precipitación nula. Al sur de Patagonia continental la longitud máxima de una secuencia de días secos puede llegar a más de 150 días (Llano y Penalba, 2011). Este suele ser un error muy común en bases de datos climáticas, donde un valor perdido puede registrarse como un mes sin precipitación asignando el valor “0”. Una vez identificados estos periodos sospechosos, fueron contrastados con estaciones vecinas para corroborar dichos eventos. En el caso de confirmarse el error, se clasificaron dichos meses como dato faltante.

Para realizar el control de calidad de la base de datos y posterior análisis de homogeneidad de las series se procedió al agrupamiento de las estaciones pluviométricas siguiendo el método propuesto por Štěpánek et al. (2009), que considera la distancia entre estaciones y la correlación de los valores de precipitación media mensual. Dos estaciones se consideraron vecinas si ambas se ubicaron a una distancia menor a los 200 km, mientras que el valor mínimo de correlación entre series de precipitación aceptado fue de $r = 0,5$ como resultado del promedio de correlaciones entre todas las

estaciones más un desvío estándar ($0,36 \pm 0,18$). Por otro lado, se establecieron 9 estaciones pluviométricas como referencia, seleccionadas de acuerdo a la confiabilidad de sus datos y de los procedimientos conocidos de registro (Tabla II): Río Gallegos Aero (SMN, Argentina); Lago Argentino y Sarmiento de la empresa EVARSA, Punta Arenas, Estancia Chacabuco, Río Rubens, Casas Viejas y Balmaceda de la Dirección General de Aguas (DGA – Chile), además de la estación pluviométrica ubicada en la Estancia Cañadón de Las Vacas (Santa Cruz). Un total de 25 estaciones fueron asignadas a diferentes grupos liderados por las mencionadas estaciones de referencia, siendo denominadas estaciones candidatas, las que fueron sometidas a las pruebas de calidad de datos y homogeneidad de sus registros. Mientras que 7 estaciones (Puerto Natales, Puerto Deseado, Puerto San Julián, Comodoro Rivadavia, Gobernador Gregores, Rio Nansen y Parque Nacional Los Glaciares) no fueron asignadas a ningún grupo por presentar bajos valores de correlación entre sus registros de precipitación y aquellos de las estaciones seleccionadas de referencia.

La prueba de homogeneidad tiene como objetivo asegurar que las variaciones detectables en las series fueran causadas exclusivamente por cambios en el fenómeno y no en los procedimientos de medición o registro (Gonzalez-Rouco, 2001; Aguilar et al., 2003). Esto significa que las mediciones han sido consistentemente registradas. Para su práctica se realizó el test relativo de homogeneidad SHNT (Test Estandarizado de Homogeneidad Normalizada) de Alexandersson (1986). Esta prueba está incluida en el software AnClim y permite identificar inhomogeneidades en series a partir de otras que actúan como referencia (Štěpánek, 2003). Solo se analizaron aquellas inhomogeneidades identificadas con un nivel de significancia del 95 %, cumpliéndose además la regla que el índice de correlación (r) para el año identificado como corte de homogeneidad tuviera un $r > 0,5$ entre la estación de referencia y la estación candidata. Sobre estas

E. Re.	E. Ca.	r	Dist. (km)
Río Gallegos	Kilik Aike	0,86	12
	Punta Loyola	0,81	28
	Laguna Colorada	0,77	44
	Monte Aymond	0,72	66
	Ruben Aike	0,59	81
Lago Argentino	Rio la Leona	0,58	60
	Rio Santa Cruz	0,53	26
Punta Arenas	Lago Parrillar	0,67	52
	Rio Perez	0,51	90
	Rio Verde	0,50	57
Río Rubens	Rupai Pacha	0,50	73
Casas Viejas	Torres del Paine	0,52	73
Cerro Castillo	Cerro Guido	0,55	36
Sarmiento	Rio Mayo	0,53	96
	Perito Moreno	0,50	181
Balmaceda	Villa Cerro Castillo	0,67	43
	Coyaique	0,89	47
	Bahía Murta	0,69	97
Cañadón de las Vacas	Ototel Aike	0,75	34
	La Porfiada	0,55	112

Tabla II: Estaciones pluviométricas de referencia y candidatas para el análisis de homogeneidad de series para el periodo 1995-2014. E. Re: Estación de referencia; E. Ca: Estación candidata; r: Correlación de pearson; Dist: Distancia.

series inhomogéneas se aplicó el coeficiente de ajuste según la prueba de SHNT (Štěpánek, 2003).

Para el relleno de datos perdidos de una serie determinada se utilizó la información contenida en una serie de referencia a la misma, es decir que este lo suficientemente cercana y tenga un coeficiente de correlación mayor a $r > 0,5$ en sus valores mensuales de precipitación. El dato perdido se calculó mediante la metodología UK traditional method, donde se multiplico el valor de la serie de referencia por el promedio de la serie candidata, dividiendo el resultado por el promedio de la serie de referencia (Kashani y Dinpashoh, 2012).

2.4. Método de interpolación.

Para la representación espacial continua de la precipitación a partir de registros puntuales (discretos) se utilizó la interpolación espacial. Las técnicas más comúnmente utilizadas para

estimar variables espaciales son diversas y pueden ser clasificadas en deterministas o geoestadísticas. La principal diferencia entre éstas reside en el criterio utilizado para asignar los pesos de interpolación. En los métodos determinísticos, los pesos dependen de la distancia geométrica entre puntos mientras que, en los métodos geoestadísticos (también denominados “Kriging”), se utiliza una función de semivarianza para su estimación (Li y Heap, 2008; Bianchi et al., 2016).

Dentro de las técnicas geoestadísticas disponibles se utilizó el método “Kriging Ordinario” (KO), uno de los más robustos y comúnmente utilizados para predecir el comportamiento de variables en regiones con escasez de datos (Webster y Oliver, 2007; Berndt y Haberlandt, 2018.). Las estimaciones obtenidas a partir del KO son promedios ponderados de las observaciones, con los pesos derivados a partir del grado de correlación espacial entre éstas (Lloyd, 2005). Utiliza un modelo geoestadístico de la realidad y asume que la función de tendencia del modelo geoestadístico entre puntos es constante. La correlación espacial del modelo geoestadístico depende de la distancia entre la ubicación de las observaciones (datos) y que las variables de interés tengan una distribución normal. Así, la densidad espacial de los datos de partida y su distribución, como una función de la variabilidad esperada para el fenómeno bajo modelización resultan críticos para la confiabilidad final de los resultados.

En el presente trabajo se obtuvieron los promedios mensuales de los 42 registros de precipitación para el periodo 1995-2014. A partir de la base de registros de PM se realizaron las interpolaciones para cada mes, estación y año dentro de la serie temporal propuesta para el periodo 1995-2014. La resolución espacial del producto reticulado logrado fue de $20km$. Este producto fue denominado “Base de Datos de Precipitación Reticulada para Santa Cruz” (BPRSC). La misma se encuentra disponible para consulta vía mail.

Para todos los productos generados se utilizó el semivariograma lineal, siendo seleccionado entre los modelos Gaussiano, esférico y exponencial; al presentar mejor performance. La performance fue medida mediante la raíz del error cuadrático medio (RMSE) generado a partir del método “leave-one-out” (Berndt y Haberlandt, 2018).

2.5. Bases de datos globales de precipitación

Se seleccionaron diversas bases de datos globales de precipitación (BDGP) para estudiar como representan a la variable en la región y luego ser comparadas con la BPRSC: CRU TS v. 4.03 (Harris et al., 2014), UDEL v. 5.01 (Willmott y Matsuura, 2001), TERRACLIMATE (Abatzoglou et al., 2018), PERSIANN-CDR (Ashouri et al., 2015) y ERA5 (Hersbach et al., 2019). Sus principales características se resumen en la Tabla III.

Las bases de datos CRU y UDEL tienen como fuente de información distintas redes integradas por estaciones meteorológicas terrenas, administradas por organismos públicos nacionales. CRU TS v4.03 utiliza un total de 11.800 estaciones en todo el mundo, compiladas a partir de dos fuentes principales: la WMO (World Meteorological Organization) y la NOAA (National Oceanographic and Atmospheric Administration) a través de sus redes de estaciones meteorológicas asociadas, mientras que UDEL utiliza la base de datos GHCN2 (Global Historical Climatology Network, en su versión 2 con más de 34.000 estaciones). PERSIANN-CDR (Precipitation Estimation from Remotely Sensed Information Using Artificial Neural Networks – Climate Data Record) consiste en un producto generado exclusivamente a partir de información satelital con datos generados por los satélites GOES (Geostationary Operational Environment Satellite), Meteosat (European Meteorological Satellite) y GMS (Geostationary Meteorological Satellite de la agencia japonesa). TERRACLIMATE utiliza 3 fuentes de datos para la creación de la base de precipitación;

WORLDCLIM v.2 (Fick y Hijmans, 2017), CRU TS 4.0 (Harris et al, 2014) y JRA-55 (Japanese 55 Year Reanalysis), (Kobayashi et al., 2015). Por último, ERA5 resulto la única base de datos de reanálisis estudiada. La misma es producida con un esquema secuencial de asimilación de datos, avanzando en el tiempo con el uso de ciclos de análisis de 12 horas. En cada ciclo, observaciones disponibles (datos de estaciones meteorológicas) son combinados con información previa de un modelo de predicción para estimar el estado evolutivo de la atmosfera global y su superficie subyacente (Hersbach et al., 2019).

2.6. Análisis de errores y evaluación de desempeño

La variabilidad de las 42 series de precipitación fue analizada mediante el coeficiente de variación (CV%).

$$CV(\%) = \frac{\sigma}{x} \times 100 \quad (1)$$

Donde σ es el desvío estándar de la muestra y x representa la media aritmética.

La Base de Datos de Precipitación Reticulada para Santa Cruz, y las cinco bases globales de precipitación fueron sometidas a un análisis de desempeño a través de una validación independiente a partir de registros de precipitación líquida mensual de 13 estaciones que cumplieran con al menos 10 años de registro continuo, contemporáneos a las bases de datos y que no formaron parte del reticulado de precipitación (Figura 1). Este desempeño se analizó a partir del desvío medio porcentual (PBIAS, Wagner et al., 2012), el error relativo medio absoluto (RMAE, Li y Heap, 2008) y la raíz del error cuadrático medio relativo (RRMSE, Li y Heap, 2008). Para realizar este análisis se respetó la resolución espacial nativa de cada base reticulada.

$$PBIAS(\%) = 100 \times \frac{\sum_{i=1}^n (o_i - p_i)}{\sum_{i=1}^n o_i} \quad (2)$$

$$RMAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |(p_i - o_i)/o_i| \quad (3)$$

BDGP	Resolución	Frecuencia	Periodo	Fuente de datos	Algoritmo o método de interpolación	Estaciones meteorológicas en la región	Referencia
CRU TS v 4.03	0,5°	Mensual	1901-2015	Estaciones meteorológicas	Distancia ponderada (ADW)	12	Harris et al. 2014
UDEL v. 5.01	0,5°	Mensual	1900-2014	Estaciones meteorológicas	Interpolación climatológicamente ayudada (CAI)	10	Willmott y Matsuura, 2001
TERRACLIMATE	1/24°	Mensual	1958-2015	Estaciones meteorológicas + Satélite	Interpolación climatológicamente ayudada (CAI)	-	Abatzoglou et al., 2018
PERSIANN-CDR	0,25°	Diario	1983-presente	Satélite	Redes neuronales artificiales	-	Ashouri et al., 2015
ERA5	0,28°	Horaria	1950-presente	ECMWF	Reanálisis/ensamble 4D/VAR	-	Hersbach et al., 2019

Tabla III: Características de las Bases de Datos Globales de Precipitación (BDGP) testeadas para la provincia de Santa Cruz en el periodo 1995-2014.

$$RRMSE = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ([p_i - o_i]/o_i)^2 \right]^{1/2} \quad (4)$$

Donde O es el valor observado, P es el valor predicho o estimado.

Por otro lado, para evaluar las diferencias de cada BDGP respecto a la BPRSC, se calcularon el PBIAS (1), RMAE (2) y RRMSE (3) comparando pixel a pixel los valores calculados por la BPRSC y cada BDGP. Se confeccionó un Diagrama de Taylor para la evaluación comparativa simultanea de las BDGP, tomando como referencia a la BPRSC. Este diagrama sintetiza los principales estadísticos, el error cuadrático medio centrado (ECMC), coeficiente de correlación de Pearson (r) y el desvío estándar, para diferentes bases de datos (Taylor, 2001).

Cada BDGP, con distinta resolución nativa; desde los $\approx 5km$ (TERRACLIMATE) a los $\approx 50km$ (CRU, UDEL); fue remuestreada a una resolución de $20km$ mediante la técnica de Interpolación Bilineal, con el fin de poder ser comparada con la BPRSC. Esta es una metodología muy común para la comparación de

bases globales con distintas resoluciones (Sun et al., 2018).

3. RESULTADOS

3.1. Base de datos de estaciones meteorológicas

El promedio anual de precipitación líquida en la región oscilo entre 117 mm año^{-1} para la estación ubicada en el río Santa Cruz hasta los 1200 mm año^{-1} en la estación chilena de Bahía Murta, ubicada sobre la costa pacífica.

La franja costera atlántica de Santa Cruz presento un promedio de precipitación anual de entre $194 - 280 \text{ mm año}^{-1}$, con un gradiente creciente de norte a sur (Figura 2). Hacia el interior del territorio la precipitación media disminuyo a un promedio de entre 110 y 150 mm año^{-1} , para incrementarse hasta valores de entre los 500 y 1200 mm año^{-1} en las estribaciones orientales de la cordillera y en la región noroeste de Magallanes y Antártica Chilena.

La variabilidad interanual de la precipitación, representada por el coeficiente de variación

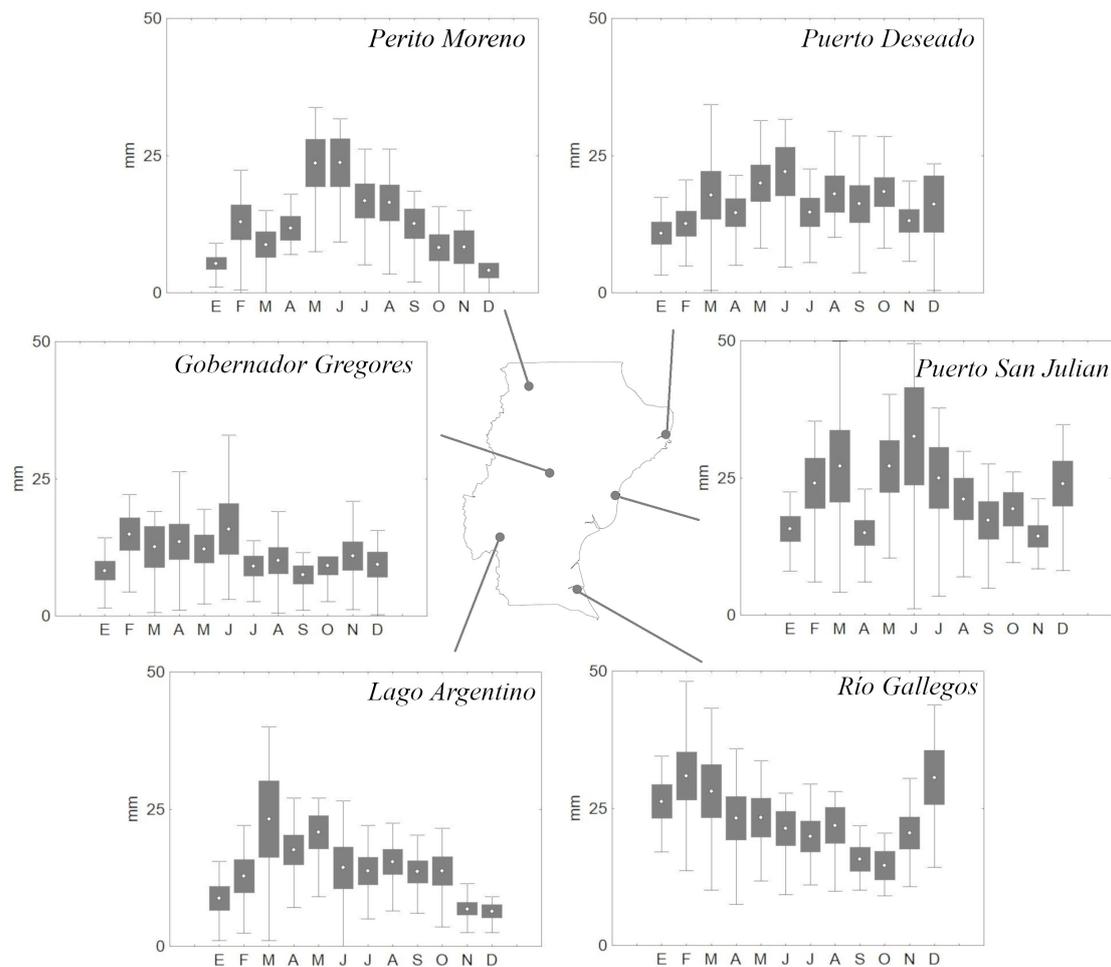


Figura 2: Precipitación media mensual de principales localidades de Santa Cruz para el periodo 1995-2014.

(CV %), oscilo entre el 18 – 52 %, donde la mayor variabilidad se obtuvo en estaciones con menos de 200 mm año⁻¹. La estación ubicada en el Lago Argentino (suroeste de Santa Cruz) presento como extremos de precipitación anual 64 mm para el año más seco y 340 mm para el año más húmedo, esta variabilidad interanual se repitió para muchas estaciones de la región (Figura 3).

3.2. Base de datos de estaciones meteorológicas

El desempeño de todas las bases reticuladas se evaluó a partir de la comparación con los valores de precipitación registrados por

las estaciones meteorológicas seleccionadas de validación (Figura 1). Los estadísticos calculados indicaron que la BPRSC es la base reticulada que mejor se ajustó a los datos de validación en escala anual (Figura 4).

De las bases globales analizadas; ERA5 es la que mostró un muy buen desempeño en la región, mientras que PERSIANN fue la base con menor precisión de todas las analizadas. Para las tres estaciones de validación con valores de precipitación media anual mayor a 300 mm año⁻¹ (estaciones N° 44, 55 y 54, Figura 1) ERA5 ajustó mejor en Río Tranquilo (estación N° 55), BPRSC ajustó mejor para Penitente en Morro Chico (estación N° 54), mientras que en

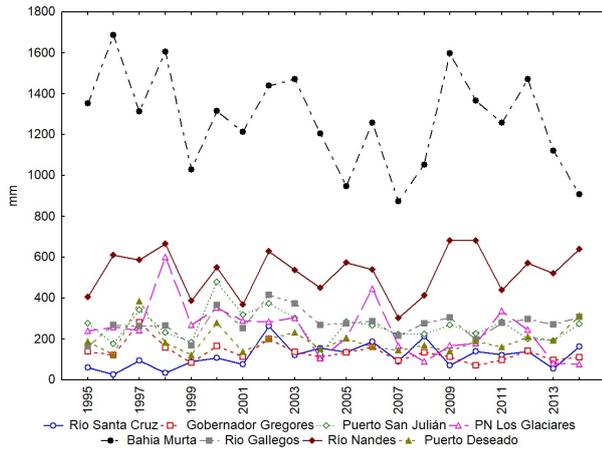


Figura 3: Series de precipitación anual para el periodo 1995-2014 para estaciones pluviométricas de Patagonia sur.

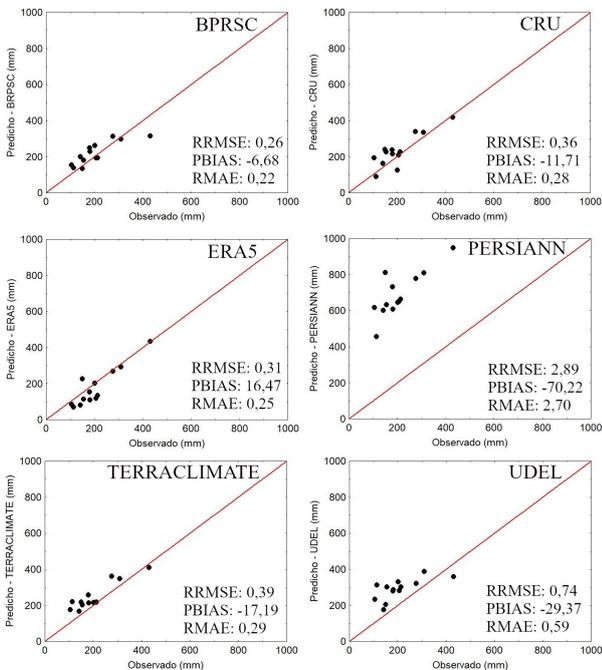


Figura 4: Evaluación del desempeño del producto anual para seis bases de datos reticuladas de precipitación en comparación a las estaciones de validación para el periodo 2005-2014. RRMSE: Raíz del error medio cuadrático relativo; PBIAS: Desvío medio porcentual; RMAE: Error relativo medio absoluto.

Glencross (estación N° 44) ambas bases de datos ajustaron muy bien a los datos de validación. La

región donde se ubican estas estaciones presenta un gradiente de precipitación muy marcado que es complejo de capturar por las bases de datos (entre Río Tranquilo y Glencross hay una distancia de 30km aproximadamente y una diferencia en la media anual de precipitación el orden de los 120 mm). Para las estaciones más secas, con medias anuales inferiores a los 250 mm año⁻¹, la base de datos BPRSC sobreestimó los datos de validación (19%) mientras que ERA5 subestimó los datos de validación (21%).

En escala estacional, BPRSC mostró un mejor desempeño en promedio que las bases de datos globales (Tabla IV). Sin embargo, en particular para la estación de verano es evidente un mejor desempeño de ERA5. Durante el otoño, que es la estación con precipitaciones acumuladas mayores, si bien el RMAE y el RRMSE son inferiores para ERA5 que para BPRSC, el desvío calculado con ERA5 fue mucho mayor.

El producto anual de BPRSC sobrestimó en promedio la precipitación para la región de interés, respecto a la precipitación líquida real, en un 13% aproximadamente comparado con las estaciones de validación (Figura 5), oscilando entre una sobreestimación máxima del 47% en el extremo norte de la provincia y una subestimación de un poco más del 26% en el extremo suroeste bajo estudio, siendo este último uno de los sectores más húmedos de la región. A lo largo de la cordillera, en donde se registran las mayores precipitaciones acumuladas, se presenta la mayor variabilidad espacial y temporal del fenómeno debido principalmente al impacto de la orografía en la circulación regional de vientos húmedos procedentes del Pacífico Sur. Las restantes bases globales sobrestimaron en promedio a la precipitación líquida entre un 68% y 17% para Terraclimate y CRU respectivamente, salvo PERSIANN, que presentó un error de sobreestimación promedio de 270%, oscilando entre 120-486% (Figura 5), donde la mayor sobreestimación se da en las estaciones con una lámina anual acumulada menor a 150 mm (Río Mayo y El Calafate). ERA5 es la única base

	Verano			Otoño			Invierno			Primavera			Promedio		
	RMAE	RRMSE	PBIAS	RMAE	RRMSE	PBIAS	RMAE	RRMSE	PBIAS	RMAE	RRMSE	PBIAS	RMAE	RRMSE	PBIAS
BPRSC	0,36	0,36	-22,32	0,30	0,37	0,83	0,21	0,24	-6,77	0,24	0,34	-0,89	0,28	0,33	-7,29
CRU	0,38	0,38	-26,86	0,41	0,52	-9,37	0,35	0,42	-23,65	0,27	0,40	6,28	0,35	0,43	-13,40
ERA5	0,27	0,27	6,71	0,27	0,30	20,47	0,27	0,32	22,92	0,34	0,46	4,80	0,29	0,34	13,73
PERS	3,37	3,37	-269,39	2,78	3,13	-212,78	2,57	2,68	-237,18	3,08	3,75	-229,61	2,95	3,23	-237,24
TERRA	0,47	0,47	-24,58	0,42	0,53	-23,45	0,40	0,49	-37,72	0,26	0,36	3,90	0,39	0,46	-20,46
UDEL	0,89	0,89	-55,25	0,59	0,74	-32,79	0,58	0,67	-50,92	0,62	0,92	-29,40	0,67	0,80	-42,09

Tabla IV: Evaluación de desempeño de seis bases reticuladas de precipitación en sus productos estacionales.

que predijo en promedio menores valores a los registrados por las estaciones de validación, subestimando un 16 % de la precipitación anual, obteniendo los mayores valores de subestimación (42 %) en las estaciones con menos de 200 mm año⁻¹.

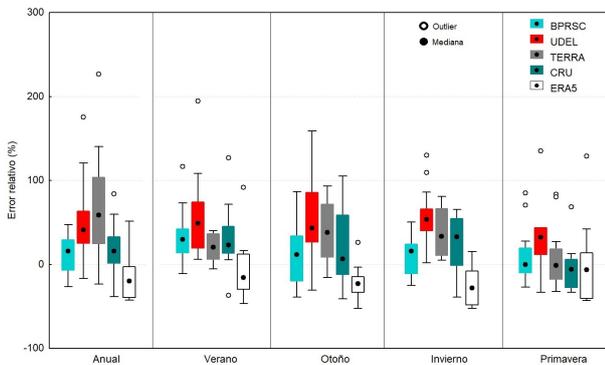


Figura 5: Distribución de los errores relativos (%) para cinco bases de datos reticuladas de precipitación en el producto anual y estacionales en comparación a las estaciones de validación para el periodo 2005-2014.

Cabe aclarar que cada estación de validación presento un sesgo propio debido a la gran variabilidad regional en la precipitación, con un CV(%) que vario entre el 7% y 30%, donde la menor variabilidad se dio en estaciones con una precipitación liquida anual mayor.

El verano y la primavera presentaron outliers para BPRSC (Figura 5), con el 116% y 85% de sobreestimación respectivamente, ambos valores obtenidos en la estación de Rio Mayo. Por otro lado, en el otoño, la época más húmeda para la región, se encontró la mayor variabilidad en

los errores presentados por la BPRSC, llegando a subestimar la precipitación media estacional (PME) en un 40% hasta una sobreestimación cercana al 80%. Con respecto al desempeño de los productos estacionales, el verano representó la estación con mayor sobreestimación en la PME (30%), donde la mayoría de los puntos de validación oscilan entre una sobreestimación del 70% y una subestimación del 11% (Figura 5). Los mayores errores de sobreestimación en el verano se dieron en aquellas estaciones con menor precipitación acumulada para ese periodo (enero-marzo), tal es el caso de la estación de validación de Rio Mayo, donde BPRSC predijo una lámina acumulada de verano de 30 mm, cuando en realidad precipitaron 14 mm. En este caso Rio Mayo se encuentra en una situación de borde para BPRSC, ubicándose al extremo norte del producto generado. Por otro lado, la primavera representó la estación con menor desvío relativo en comparación a las estaciones de validación, oscilando entre una sobreestimación del 28% y una subestimación del 27% para la mayoría de las estaciones de validación (Figura 5).

ERA5 resulto ser la única base global que subestimó en promedio a la PME en las cuatro estaciones, donde el verano fue la estación con un menor valor (4%), mientras que en el invierno se presentó la mayor subestimación media con un 25% (Figura 5).

Al profundizar las comparaciones en la zona de cordillera, entre los paralelos 74° y 72° de longitud oeste, se verificaron grandes diferencias en la representación de la precipitación según la

base reticulada analizada (Figura 6). Esta región no cuenta con registros de precipitación tomados a partir de estaciones meteorológicas para el periodo de estudio analizado, contando con solo algunas estaciones recientemente instaladas pertenecientes a la Dirección General de Aguas (DGA-Chile) con registros no del todo confiables, ni completos desde el año 2014 ubicadas sobre el plateau del Campo de Hielo Sur (Bravo et al., 2019). Esta falta de registros disminuye la confiabilidad de los diferentes productos reticulados disponibles, no pudiendo aseverar cuál de las bases testeadas representa de mejor forma a la precipitación en una región sin registros y con uno de los más fuertes gradientes de precipitación en el mundo (Garreaud et al., 2013). Algunos antecedentes revelan una precipitación anual de 10.000 mm año⁻¹ para la cresta andina y 7.000 mm año⁻¹ hacia la costa pacífica (DGA, 1987).

Hacia el sur del Campo de Hielo Sur, se encuentra la región conocida como “Parque Nacional Torres del Paine”. En ella la DGA cuenta con cinco estaciones meteorológicas en el área de influencia, siendo todas ellas utilizadas para la confección de BPRSC (Figura 1). Según los registros de precipitación anual media para el periodo 1995 – 2014 precipitan en la región entre 280 y 780 mm año⁻¹, aumentando hacia el oeste, donde se encuentra la estación del Parque Nacional Torres del Paine (Figura 6). En esta región la mayoría de las BDGP presentan gran diferencia con la precipitación real, excepto ERA5, presentando valores entre 250 – 1000 mm año⁻¹. Por ejemplo, CRU estimo una precipitación media anual entre 250 – 500 mm año⁻¹, mientras que PERSIANN la estimo entre 1000 a 1500 mm año⁻¹. En el caso de BPRSC, la precipitación media anual para esta región oscilo entre 250 a 750 mm año⁻¹, con los mayores valores hacia el oeste.

Al centro oeste de la región encontramos el Campo de Hielo Sur, que se distribuye entre los paralelos 51,6° y 48,3° de latitud sur. Como se mencionó anteriormente, no existen estaciones meteorológicas de largo registro asociadas al

campo de hielo, salvo tres estaciones que se ubican sobre el plateau del mismo con tan solo unos años de datos incompletos. La estación meteorológica con mayor cantidad de datos del lado este del Campo de Hielo Sur, se ubica sobre el lado argentino, denominándose Parque Nacional Los Glaciares, perteneciente a la empresa EVARSA (Tabla I). Para el periodo 1995 – 2014 se calculó para dicha estación una precipitación media anual de 247 mm año⁻¹; en este punto la mayor parte de las bases globales de precipitación sobreestiman la precipitación real, llegando a cuadruplicar dicho valor en el caso de PERSIANN. En este caso CRU fue la base con menor desvío respecto al valor real de precipitación, calculando el doble de la precipitación real. Luego hacia la cresta andina la mayoría de las bases globales aumentan sus predicciones de precipitación anual, llegando hasta los 1500 mm año⁻¹ para el caso de ERA5 y Terraclimate; mientras que los menores valores se obtuvieron por BPRSC y CRU, con 500 mm año⁻¹ (Figura 6).

Hacia el norte de la región encontramos al Campo de Hielo Norte, que se distribuye entre los paralelos 47,5° y 46,5° de latitud sur aproximadamente. Para el periodo de estudio no se encontraron registros de estaciones instaladas sobre este campo de hielo, si hacia el este del mismo, donde se encuentran las estaciones chilenas de Villa Cerro Castillo, Bahía Murta y Estancia Chacabuco. Esta región presenta un marcado gradiente pluviométrico, donde en menos de 75 km la precipitación aumenta de 175 mm año⁻¹ (Estancia Chacabuco) hasta los 1275 mm año⁻¹ en Bahía Murta, ubicada en cercanías al Campo de Hielo Norte. Este gradiente no fue captado por las distintas bases globales, presentando valores entre 500 y 1500 mm año⁻¹ (Figura 6). ERA5 presentó para esta zona valores entre 500 – 1000 mm año⁻¹, mientras que BPRSC mostró valores entre 250 y 1250 mm año⁻¹.

El comportamiento de cada una de estas bases globales es distinto de acuerdo a su ubicación relativa a la cordillera de Los Andes.

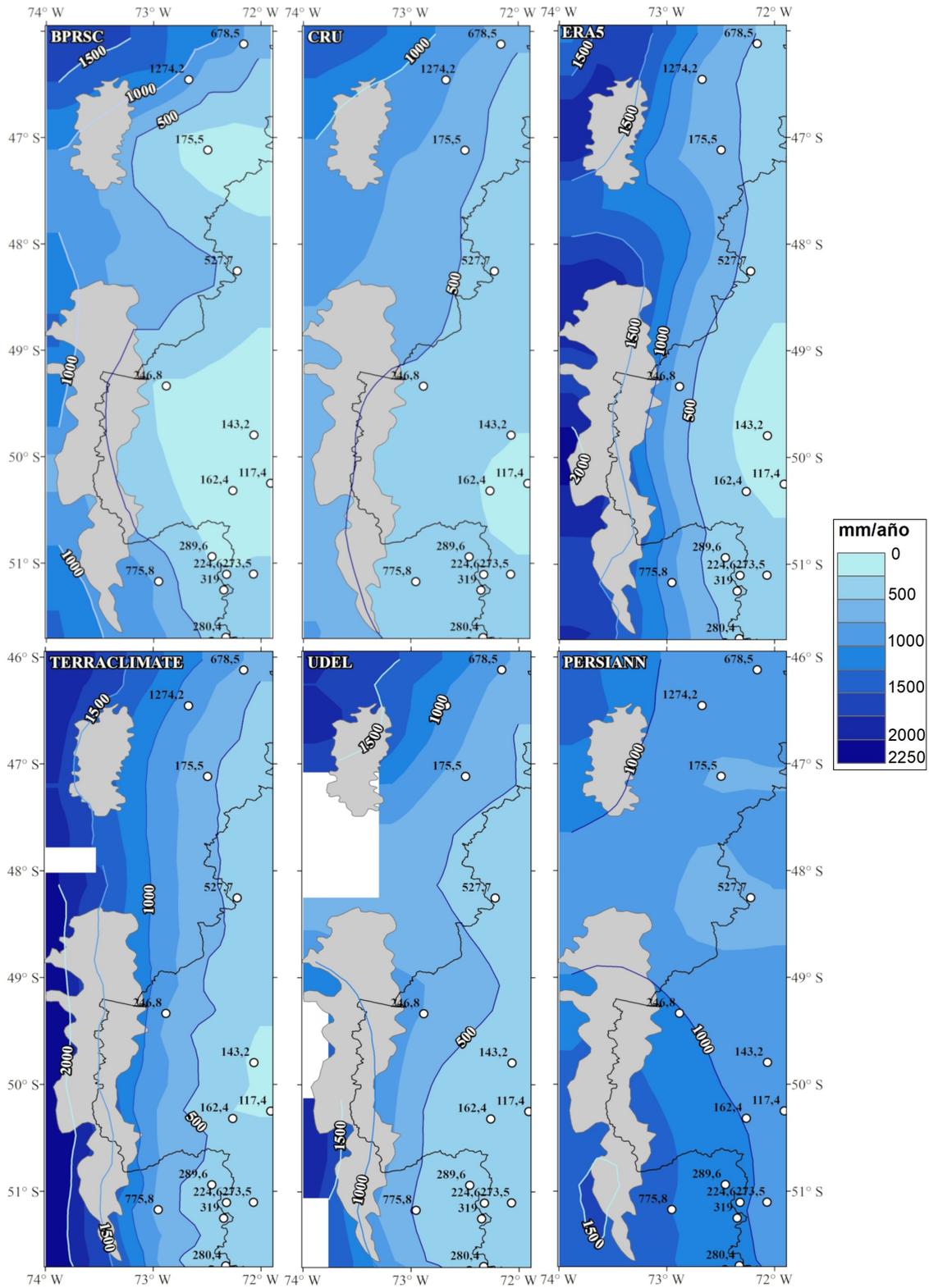


Figura 6: Precipitación media anual para el periodo 1995-2014 en la zona de los Campos de Hielo (sombreado en gris) representado por seis bases de datos reticuladas de precipitación. Puntos en blanco representan la ubicación de las estaciones meteorológicas utilizadas para la confección de BPRSC, con sus valores de precipitación media anual para el periodo 1995-2014. En blanco se presentan zonas sin datos.

Los resultados más similares entre las bases globales se obtuvieron desde la cordillera hacia la costa este de Santa Cruz donde la precipitación anual no excede los 800 mm año⁻¹ (Figura 7). Las diferencias entre las bases reticuladas son más marcadas en latitudes más altas. TERRACLIMATE y UDEL por ejemplo llegaron a estimar hasta 2000 mm año⁻¹ hacia la cordillera a los 51° de latitud sur (Figura 7), cuando la precipitación real esta región no excede los 750 mm año⁻¹ (Figura 6 y 7). En todos los cortes longitudinales analizados (46°, 49° y 51° sur) se observa que BPRSC se mantiene con valores intermedios en comparación a las cinco bases globales analizadas. Según se avanza hacia el sur se pudo observar el mayor gradiente de precipitación en cercanías de la cordillera.

3.3. Comparación entre las bases de datos globales y BPRSC

Todas las bases globales presentaron una alta correlación ($r > 0,7$) con BPRSC en el producto anual, salvo PERSIANN con una correlación de $r = 0,6$. CRU, en comparación a las demás BDGP, fue la que presentó menores diferencias con respecto a la BPRSC en la distribución espacio-temporal de la precipitación media en la provincia de Santa Cruz, obteniendo el menor valor de RRMSE global (RRMSE=0,4), (Figura 8) y una diferencia menor al 2% para el producto anual respecto a la BPRSC.

La base de datos PERSIANN fue la que mostró las mayores diferencias en comparación con la nueva base de datos generada BPRSC, tomando siempre un mayor valor en la precipitación media anual de todos los puntos de la provincia, al compararlo con la BPRSC. Esta base es la única de las analizadas que utiliza solamente estimaciones de satélite. En general este producto presenta una importante utilidad práctica en diversos estudios hidrometeorológicos, en especial de los que requieren una base diaria u horaria de registro, si bien es frecuente en regiones diversas, que los datos sintetizados en una

frecuencia mensual presenten sesgos de sobre o subestimación variables y que exigen de una evaluación local para su eventual utilización (Ashouri et al., 2014; Nguyen et al., 2018). Incluso, la calidad predictiva presenta un sesgo a partir de la influencia topográfica, esperándose mejor desempeño en áreas planas y relativamente onduladas respecto a regiones montañosas (Liu et al., 2019). En el presente trabajo las mayores diferencias con PERSIANN se obtuvieron progresivamente hacia el oeste de Santa Cruz al compararlo con la BPRSC (Figura 9).

En cuanto a la distribución de las diferencias relativas de cada BDGP respecto a la BPRSC, PERSIANN presentó la mitad de sus valores con un 160 – 280% más de precipitación anual calculada, tomando similar comportamiento para los productos estacionales (Figura 10), mientras que CRU mantuvo el 50% de sus valores con un 25% por debajo de lo calculado por BPRSC y un 14% por encima para el producto anual calculado.

Las cinco BDGP comparadas con la BPRSC presentaron las diferencias mayores principalmente al oeste de la provincia de Santa Cruz, con valores superiores a los calculados por BPRSC, siendo entre 50 y 100% para CRU y de 400 a 600% para PERSIANN, ubicándose las mayores diferencias en la zona de los lagos Argentino y Viedma (Figura 9). CRU y ERA5 fueron las bases de datos que presentaron mayor superficie con valores menores a los calculados por la BPRSC (50 a 100% menos de lo calculado), sobre todo en la región central y costera de la provincia, donde la precipitación anual es muy baja.

A partir del análisis del Diagrama de Taylor y tomando como referencia a la BPRSC se evidencia que la base de datos CRU es la que presenta el comportamiento más similar a BPRSC, tanto en su producto anual como en los estacionales respecto de las demás BDGP (Figura 11). CRU presentó menores diferencias con respecto a la BPRSC en las estaciones

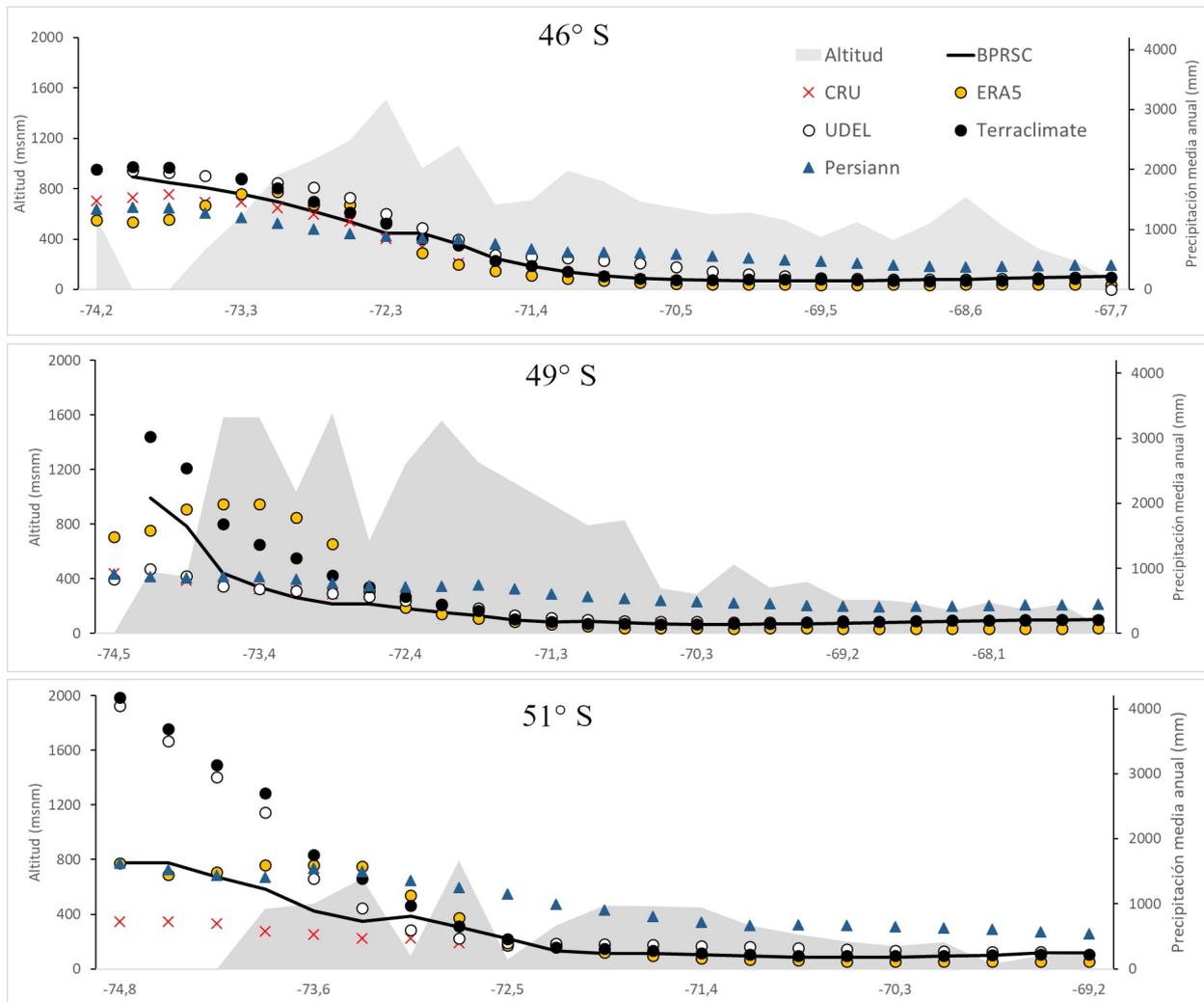


Figura 7: Transectas longitudinales de precipitación media anual (mm) a los 46°, 49° y 51° de latitud sur expresada para la Base de Precipitación Reticulada para Santa Cruz (BPRSC) y cinco bases globales reticuladas de precipitación. En gris se representa la topografía (msnm) a lo largo de la transecta a partir de modelo digital de elevaciones SRTM (90 m).

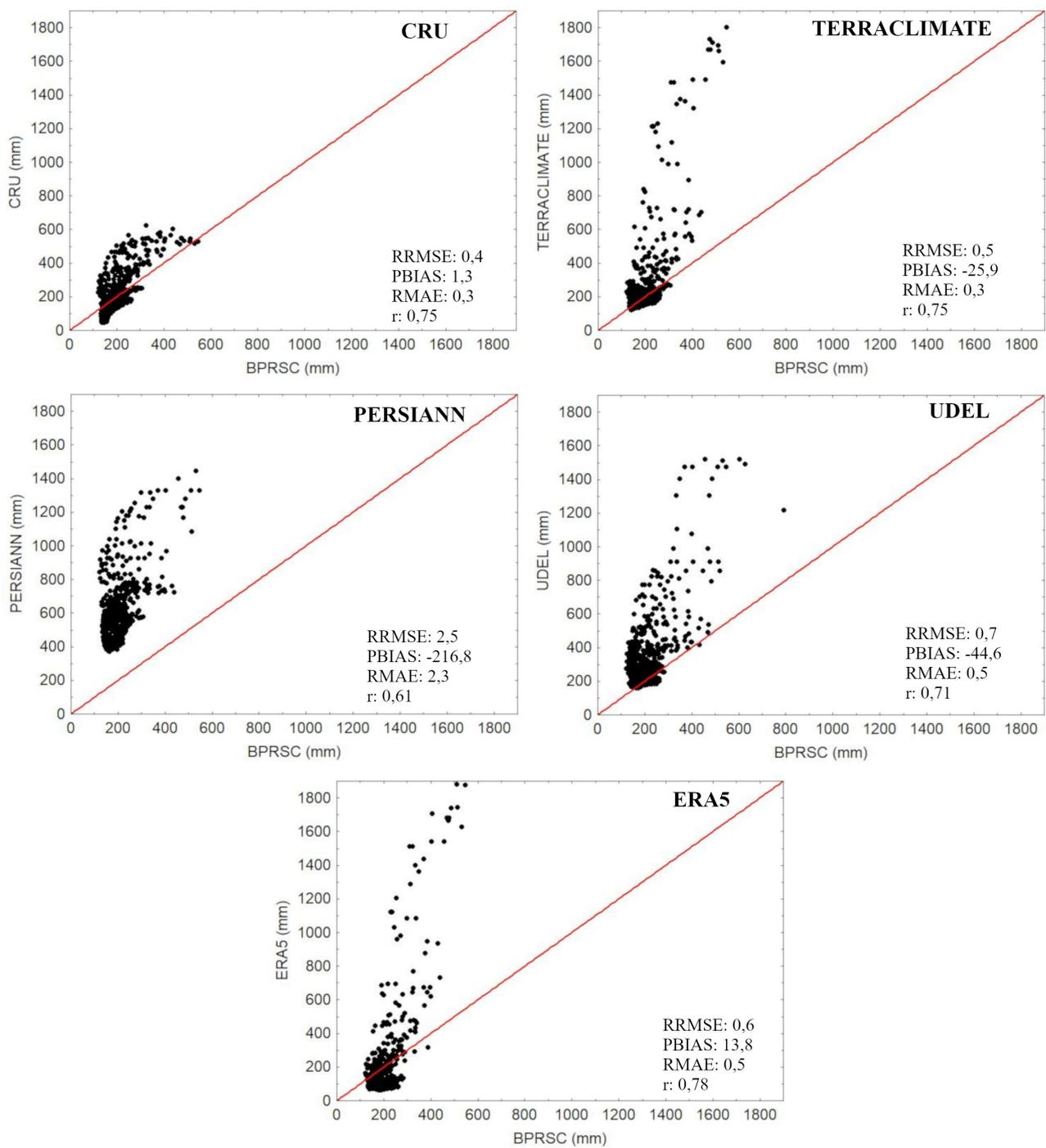


Figura 8: Comparación de la Base de Precipitación Reticulada para Santa Cruz (BPRSC) con cinco Bases de Datos Globales de Precipitación (BDGP) en su producto anual para el periodo 1995-2014.

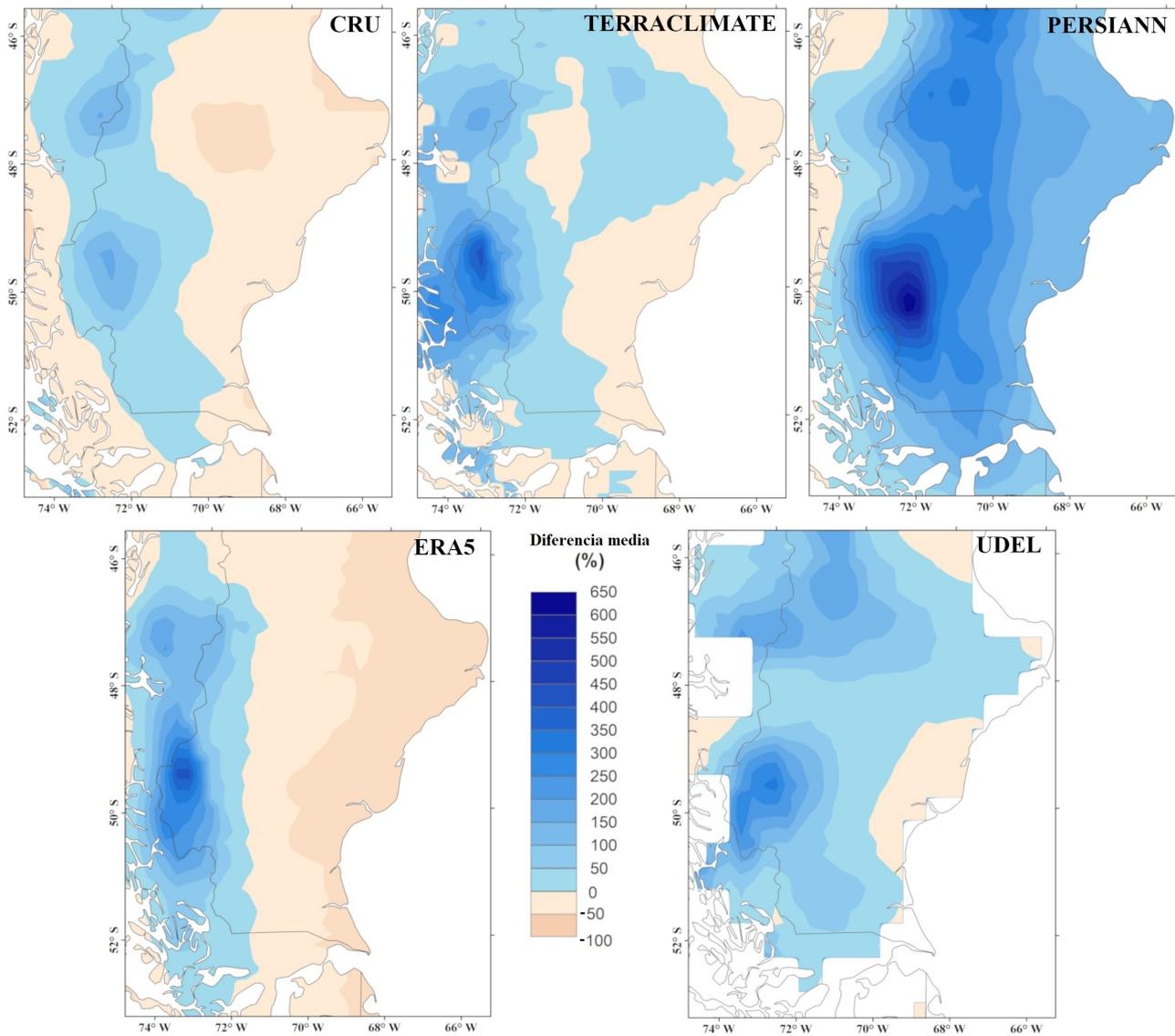


Figura 9: Diferencia media (%) de Bases Globales de Precipitación en comparación a la Base de Precipitación Reticulada para Santa Cruz (BPRSC). Valores negativos indican menor valor de precipitación media anual, mientras que valores positivos indican mayor valor de precipitación media anual de las bases de datos globales respecto a BPRSC.

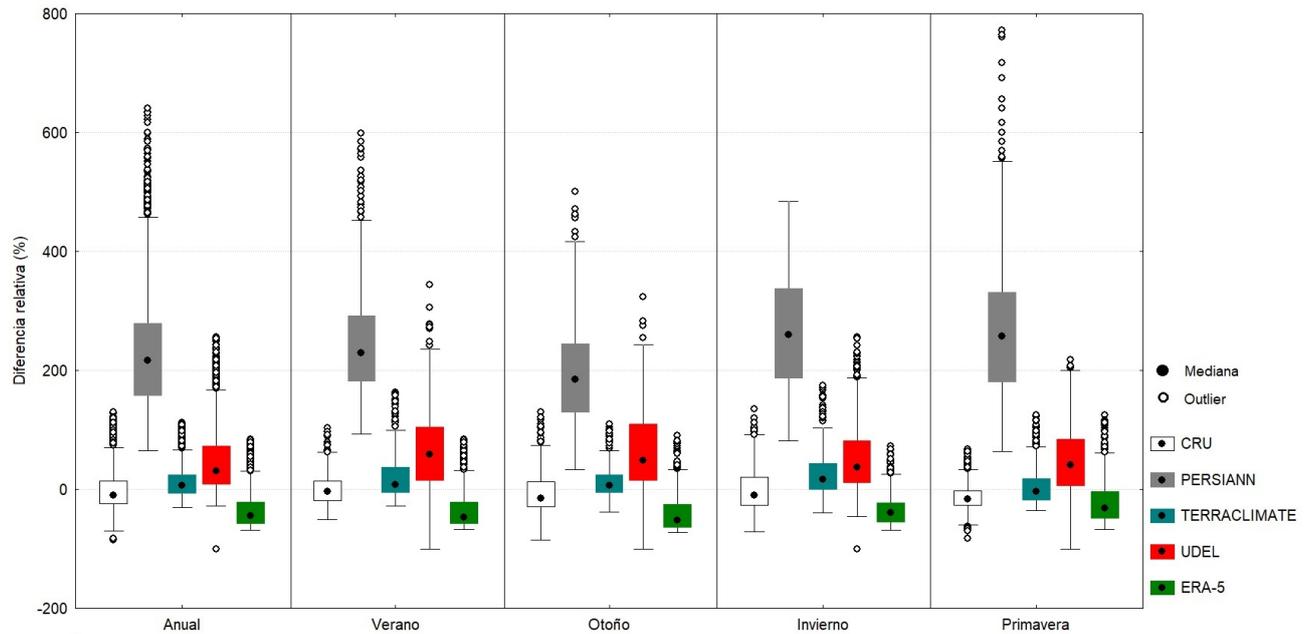


Figura 10: Distribución de las diferencias relativas para los productos anual y estacionales de las Bases de Datos Globales de Precipitación (BDGP) en comparación a la Base de Precipitación Reticulada para Santa Cruz (BPRSC) para el periodo 1995-2014.

con menores precipitaciones (primavera-verano) mientras que en otoño-invierno disminuyeron su grado de representatividad dado que aumentaron sus valores de desvío estándar y ECMC.

3.4. Distribución anual y estacional de la precipitación representada por BPRSC

La precipitación media anual (PMA) para la provincia de Santa Cruz osciló entre los 130 mm año⁻¹ en el centro-norte de la provincia y los 750 mm año⁻¹ para en el suroeste (Figura 12), alcanzando valores máximos en el orden de los 1000 mm año⁻¹. Más del 60% del territorio provincial recibe anualmente menos de 200 mm año⁻¹, mientras que el mayor gradiente se presentó acercándose a la cordillera de Los Andes, donde en una distancia de menos de 100 km respecto a su eje central, la PMA aumentó desde 200 mm año⁻¹ a 750 mm año⁻¹, de este a oeste. La figura 7 muestra la variación de la precipitación anual a lo largo de transectas longitudinales a los 46°, 49° y 51° sur, donde se puede observar el mayor gradiente de

precipitación en cercanías de la cordillera. Este gradiente se hace menos evidente hacia el sur de la región, donde se encuentran diferencias altitudinales no mayores a los 800 msnm de oeste a este. La costa marítima, al este de la provincia, presentó una PMA mayor que la zona central mediterránea, con un régimen de precipitación entre 200 y 300 mm año⁻¹ (Figura 12).

Por otro lado, otoño resultó ser la estación con mayor precipitación media estacional (PME) para la provincia de Santa Cruz, con un valor promedio de 77 mm, mientras que la primavera con 53 mm fue la estación más seca (Figura 12). Según la ubicación geográfica existe cierta estacionalidad en la precipitación media. La zona sureste de la provincia, en cercanías a la ciudad de Río Gallegos, mostró una precipitación levemente mayor en el verano que en las demás estaciones. Esta estacionalidad también se manifestó en la zona centro-este en cercanías a la localidad de Puerto San Julián, donde la mayor precipitación se dio en el otoño. En cambio, no existe una marcada estacionalidad sobre la cordillera, encontrándose

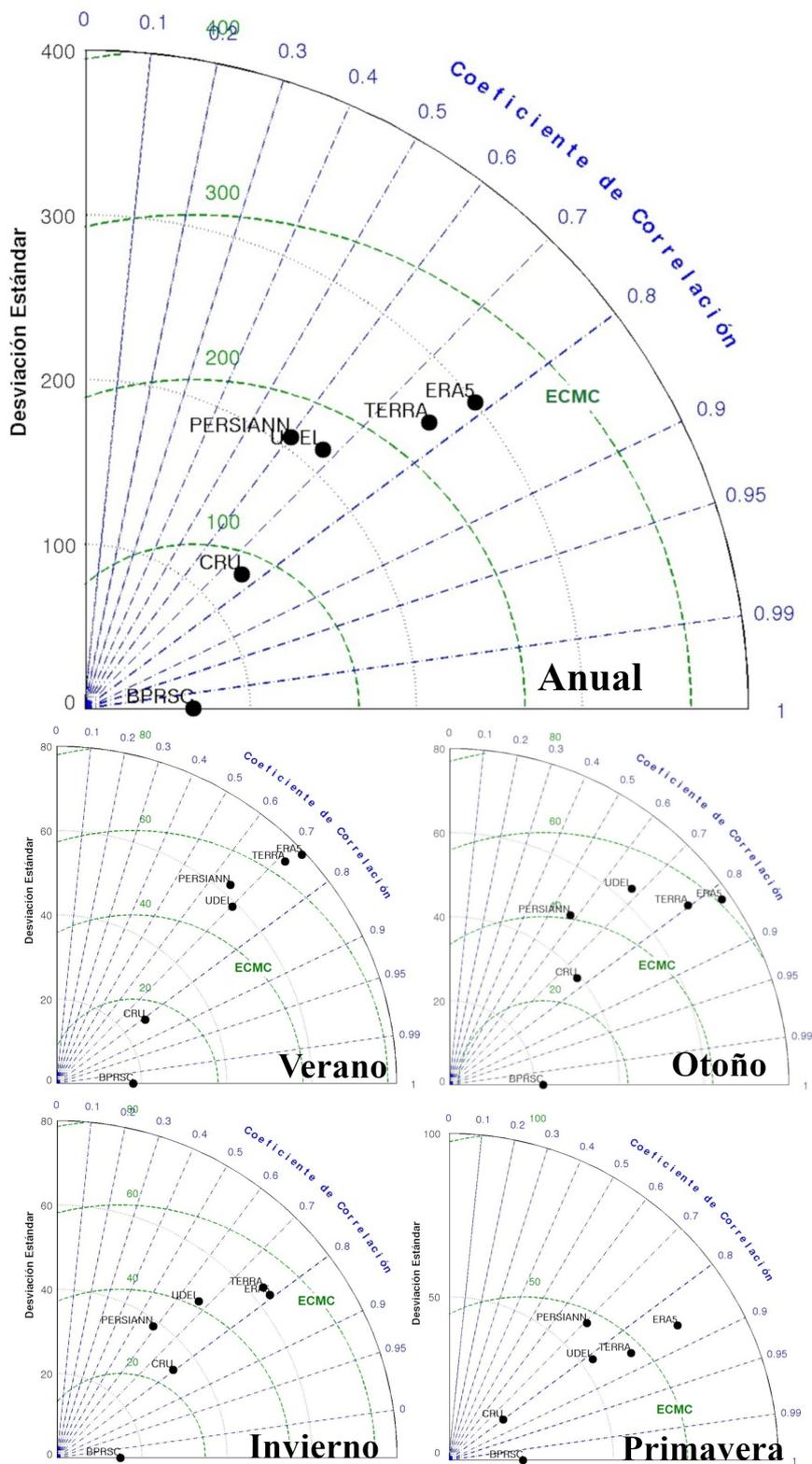


Figura 11: Diagrama de Taylor para la evaluación de cinco Bases de Datos Globales de Precipitación en comparación a la Base de Precipitación Reticulada para Santa Cruz (BPRSC) en su producto anual y estacionales.

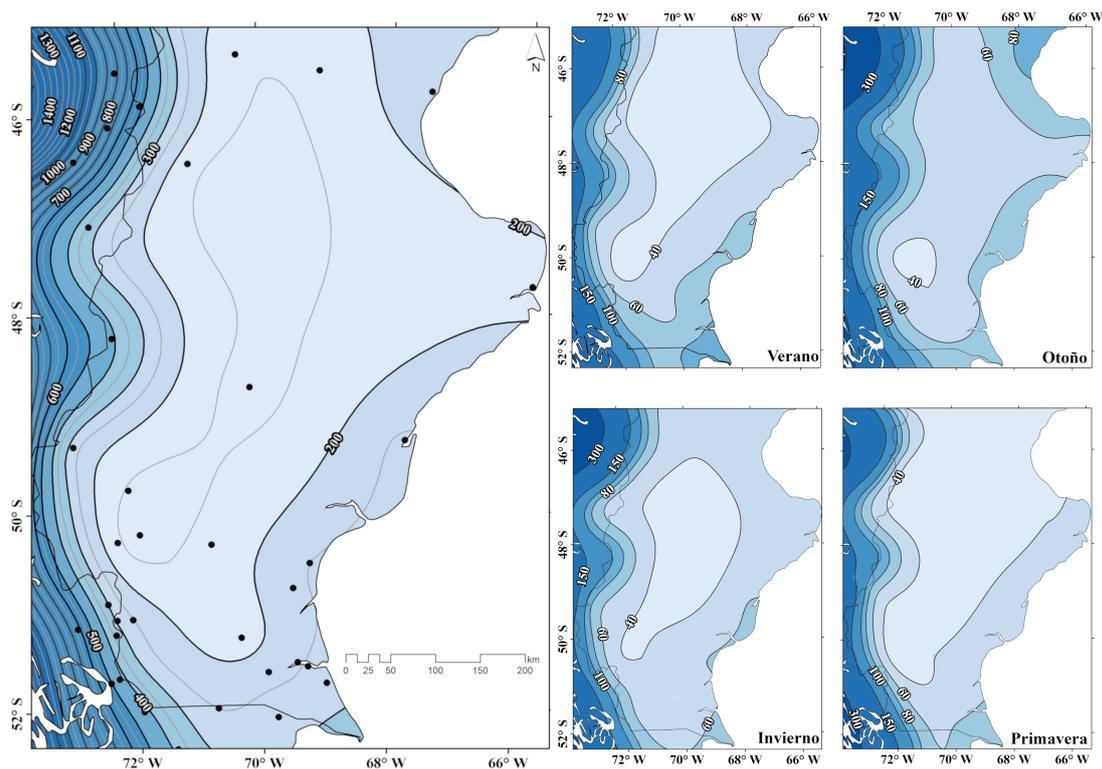


Figura 12: Distribución anual (Izq.) y estacional (Der.) de la precipitación media para la Provincia de Santa Cruz. Isohietas cada 50 mm. Los puntos negros indican la ubicación de estaciones utilizadas para la interpolación.

los valores de PME entre 100 y 150 mm para las cuatro estaciones del año. Sin embargo, pudo observarse un aumento en la precipitación media del otoño en la zona de precordillera con valores entre 80 y 100 mm, mientras que en la estación más seca (primavera) se registraron valores entre 40 y 80 mm.

4. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Lo registros de precipitación precisos y confiables son valiosos no solo para el estudio de las tendencias en el clima y su variabilidad, sino también para la planificación del manejo y conservación de los recursos hídricos y la previsibilidad del tiempo, el clima, la hidrología, los sistemas productivos, la industria y el manejo de emergencias (Larson y Peck, 1974; Ebert et al., 2007; Yilmaz et al., 2010; Jiang et al., 2012; Liu et al., 2017) A partir del análisis y procesamiento

de los datos pluviométricos disponibles en el Banco de Datos Hidrometeorológicos de la Provincia de Santa Cruz se pudo obtener el primer antecedente regional útil para la caracterización y cartografiado de la distribución espacio-temporal de la precipitación líquida a partir de procedimientos estandarizados para el tratamiento y modelización geostatística de datos. De todas formas, sigue siendo un producto que representa en forma incompleta a la precipitación regional, dado que no se incluye a la precipitación sólida, variable muy importante para la región, pero sobre la cual no existen antecedentes documentados sobre sus mediciones. Hasta el momento solo se disponía de dos antecedentes en la región que caracterizan la precipitación líquida media anual proponiendo una distribución genérica de isohietas en cartografía de muy baja resolución (De Fina, 1968; Soto, 2000).

Ambos antecedentes carecen de una descripción metodológica clara y estandarizada para describir apropiadamente la variación espacio – temporal del fenómeno, proponiendo el uso de grandes bases de datos pluviométricos si bien de procedencia no documentada, series discontinuas, sin conocimiento de los protocolos particulares de captura y registro de datos u observación y con series temporales no contemporáneas. Si bien los registros utilizados para la elaboración de tales descripciones no resultan contemporáneos al presentado en este trabajo, es de interés destacar algunas diferencias con los mismos. De Fina (1968); quien concentro sus estudios en el periodo 1921-1950; obtuvo los menores valores de precipitación ($< 150 \text{ mm año}^{-1}$) en la zona centro oeste de la provincia y los máximos en la zona del Parque Nacional Los Glaciares, registrando valores cercanos a los 1500 mm año⁻¹ de precipitación media anual, mientras que en nuestro trabajo la zona con menos de 150 mm año⁻¹ se distribuye por toda la región central y las precipitaciones medias mensuales no superan los 700 mm año⁻¹. Por otro lado, los resultados de Soto (2000) identifican zonas con precipitaciones mayores a los 300 mm anuales en la zona centro-sur de la provincia, donde nuestro trabajo estima precipitaciones medias anuales de 150 a 200 mm año⁻¹. Además, Soto (2000) describe la región oeste de la provincia como aquella con mayor precipitación media anual, distribuyéndose las mismas entre los 300 – 1200 mm año⁻¹, mientras que para la misma región nuestro trabajo estima precipitaciones anuales entre 200 – 700 mm año⁻¹. De todas formas, no es posible descartar que las diferencias encontradas puedan ser debidas a cambios en los regímenes de precipitación, dado que no son estudios contemporáneos. La Base de Precipitación Reticulada para la Provincia de Santa Cruz (BPRSC) representó en forma satisfactoria la interacción de factores como la topografía, la circulación atmosférica y la proximidad a los océanos en los patrones espaciales de la precipitación. Los mayores valores de precipitación anual se obtuvieron en la proximidad de la cordillera de Los Andes,

donde es de esperar que las precipitaciones sean mayores y su variabilidad menor (Jobbágy et al., 1995). Por otro lado, se puede evidenciar la influencia en la zona este de Santa Cruz de las masas de aire provenientes del Océano Atlántico, donde se registran valores de precipitación mayores que en la región central, como fue descrito previamente por Paruelo et al. (1998). Capturar este comportamiento es relevante ya que la influencia de las masas de aire provenientes del Atlántico contribuyen a la formación de precipitaciones convectivas esporádicas en las regiones cercanas a la costa, principalmente en verano y principios de otoño (Bianchi et al., 2016). La anomalía de circulación ciclónica implica un menor flujo de aire desde la cordillera contribuyendo al aumento de la precipitación sobre la costa este de Patagonia y actúa como una fuente adicional de humedad durante eventos intensos de precipitación (Berman et al., 2012; Agosta et al., 2015). Se presentan no obstante dos importantes limitaciones en el producto logrado con la modelización que deben tomarse en consideración tanto para la interpretación del producto BPRSC logrado como durante su utilización como referencia comparativa de los modelos globales de precipitación propuestos. Una de estas es la longitud de la serie de tiempo trabajada, ya que en pos de lograr la más amplia base de datos confiable de registros de precipitación líquida solo pudo restringirse a un lapso continuo de 20 años y dentro de un período arbitrario, de utilidad local, entre los años 1995 – 2014. Los estándares internacionales aceptados para la descripción de variables climáticas indican la necesidad de contar con no menos de 30 años de registros de datos de preferencia en el período 1961 – 1990 (WMO, 2011). Aun así, la base de datos lograda representa un importante avance en materia de conocimiento del fenómeno de precipitaciones líquidas regionales, pudiendo actuar como apoyo a estudios de variabilidad climática a partir de establecerse una base de referencia comparativa futura. La segunda limitación la impone el desequilibrio en la distribución espacial de estaciones de registro

pluviométrico, resultando demasiado baja en la región de mayor variabilidad temporal esperada para el fenómeno, la cordillera occidental de Los Andes. Tal es así, que la BPRSC puede causar una importante subestimación a medida que se acerca a la cordillera, obteniendo mejor representación del fenómeno en zonas con menor precipitación líquida anual. En este caso, la robustez del procedimiento de interpolación propuesto, Kriging Ordinario, permitió lograr mejores resultados respecto a lo que podría esperarse con otras metodologías habituales (Maglione et al., 2019), si bien la calidad final del producto es altamente dependiente de la representatividad de los puntos seleccionados en relación con la variabilidad natural del fenómeno y su correlación espacial (Kravchenko, 2003). La escala de la modelización también juega un importante papel en el producto final. Así, la bondad de ajuste evaluada a nivel puntual entre unas pocas estaciones discretas, dentro del modelo, es altamente sensible a la variabilidad espacial del fenómeno, la que tiende a atenuarse cuando el producto se analiza en escalas geográficas grandes (Maglione et al., 2019). Las Bases de Datos Globales de Precipitación (BDGP) poseen una serie de ventajas en relación a la información terrena como ser de libre acceso, de confiabilidad comprobada en algunas regiones del mundo, contar con registros temporales largos de datos y ofrecer modelos continuos de la distribución espacial del fenómeno meteorológico de interés, todos aspectos atractivos para su inmediata utilización en regiones en las cuales los datos terrenos resultan escasos, usualmente poco accesibles, con series cortas, dispersas o incompletas, o bien con importantes incertidumbres sobre la calidad de la captura de datos. La base de datos CRU, por ejemplo, contiene información modelizada desde el año 1901 a la fecha, sobre una base mensual lo que permite realizar una diversidad de análisis no solo de caracterización sino también de tendencias. Disponer de datos modelizados confiables resulta de gran valor en amplias regiones del mundo en las cuales, como la Patagonia Austral argentina, no se dispone de secuencias confiables y continuas de registros

terrenos de estaciones pluviométricas. Existen antecedentes para Patagonia norte en donde se ha analizado la precisión en la estimación de la precipitación anual de diversas BDGP, con buenos resultados (Bianchi et al., 2016; Pessacg et al., 2015). En el presente estudio, al comparar el desempeño de cinco bases globales además de la BPRSC en contraste con 13 estaciones de validación independientes, fue posible aseverar el mejor desempeño de la BPRSC en su producto anual y en el promedio de los productos estacionales. Sin embargo, es relevante destacar que durante el verano ERA5 fue la base de datos que mostró el mejor ajuste respecto a los valores registrados en las estaciones de validación. En otoño ERA5 también mostro buenos resultados, donde dos de los tres estadísticos utilizados mostraron un mejor ajuste que las demás bases de datos incluyendo a BPRSC; sin embargo, el desvío porcentual (PBIAS) mostro peor resultado que BPRSC, tomando un valor promedio del 20 % de subestimación, mientras que BPRSC puede causar una subestimación del 1 % en promedio para esta estación del año. Por otro lado, CRU resultó ser la base de datos más ajustada a los valores modelados de precipitación descriptos en la BPRSC. Estos resultados concuerdan con los obtenidos por Pessacg et al., (2015) donde CRU se presentó como la segunda mejor BDGP luego del producto satelital TRMM para la cuenca del río Chubut. Bianchi et al. (2016) en cambio encontró que CRU tenía el mayor desvío medio para la zona de Patagonia norte, causando gran sobreestimación en la zona de cordillera. UDEL, ERA5, TERRACLIMATE y PERSIANN presentaron diferencias importantes, con valores mayores que se incrementan hacia la cordillera al ser comparadas con la BPRSC. Esta es una zona de gran incertidumbre para la región, donde no existen registros pluviométricos confiables de larga extensión, y donde a pesar de ello muchas bases globales ofrecen datos en forma continua, presentando grandes diferencias entre sí, principalmente en las zonas de los campos de hielo y alrededores. Estas diferencias están asociadas con las dificultades en la representación del fuerte gradiente de

precipitación que existe sobre esta área, donde la precipitación media anual oscila entre 6000 mm año⁻¹ sobre la costa chilena a menos de 300 mm año⁻¹ en la costa este Argentina (Smith y Evans, 2007). Las diferencias entre las bases globales de datos pueden deberse a la calidad de los datos de partida, su origen y las técnicas de interpolación utilizadas (Faiz et al., 2018; Sun et al., 2018), sumado a la baja cantidad de estaciones meteorológicas del sur de Patagonia incluidas en la red global GCOS (Sistema de Observación Global del Clima) utilizada para la confección de los productos reticulados (Bianchi et al., 2016). Por ello resulta de importancia no utilizar estas bases globales de datos en forma indiscriminada sin un previo análisis del desempeño de las mismas según la región geográfica donde se las analice, pudiendo llevar a conclusiones erradas sobre las condiciones climáticas de un determinado lugar.

Agradecimientos: Agradecemos a la empresa Enap Sipetrol Argentina S.A por el aporte de recursos al proyecto de investigación, a la Municipalidad de Río Gallegos (Santa Cruz) y, en especial, a Mariano Bertinat, Secretario de Estado de Ambiente de la provincia.

REFERENCIAS

- Agosta, E., Compagnucci, R., Ariztegui, D., 2015. Precipitation linked to Atlantic moisture transport: clues to interpret Patagonian palaeoclimate. *Climate Research*, Vol. 62, 219 – 240.
- Alexandersson, H., 1986. A homogeneity test applied to precipitation data. *Journal of Climatology*, Vol. 6, 661 – 675.
- Abatzoglou, J. T., Dobrowski, S. Z., Parks, S. A., Hegewisch, K. C., 2018. TerraClimate, a high-resolution global dataset of monthly climate and climatic water balance from 1958–2015. *Scientific Data* 5:170191.
- Aguilar, E., Auer, I., Brunet, M., Peterson, T.C., Wieringa, J., 2003. Guidelines on climate metadata and homogenization. World Meteorological Organization, WMO-TD No. 1186, WCDMP No. 53, Geneva, Switzerland, 55.
- Ashouri, H., Hsu, K.L., Sorooshian, S., Braithwaite, D. K., Knapp, K. R., Cecil, L. D., Nelson, B. R., Prat, O. P., 2015. PERSIANN-CDR: Daily precipitation climate data record from multisatellite observations for hydrological and climate studies. *Bulletin American Meteorological Society*, 96, 69–83.
- Berman, A.L., Silvestri, G., Compagnucci, R., 2012. Eastern Patagonia seasonal precipitation: Influence of southern hemisphere circulation and links with subtropical south American precipitation. *Journal of Climate*, Volume 25, pp 6781-6795.
- Berndt, C., Haberlandt, U., 2018. Spatial interpolation of climate variables in Northern Germany – Influence of temporal resolution and network density. *Journal of Hydrology: Regional Studies*, 15: 184 – 202.
- Bertiller, M.B., Elissalde, N.O., Rostagno, C.M., Defossé, G.E., 1995. Environmental patterns and plant distribution along a precipitation gradient in western Patagonia. *Journal of Arid Environments*, 29: 85-97.
- Bianchi, E., Villalba, R., Viale, M., et al., 2016. New precipitation and temperature grids for northern Patagonia: Advances in relation to global climate grids. *Journal of Meteorological Research*, 30: 38 – 52.
- Bravo, C., Quincey, D. J., Ross, A. N., Rivera, A., Brock, B., Miles, E., Silva, A., 2019. Air temperature characteristics, distribution, and impact on modeled ablation for the south Patagonia icefield. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 124, 907-925.
- De Fina, A. L., Garbosky, A. J., Giannetto, F., Sabella, L. J., 1968. Difusión geográfica de cultivos índices en la provincia de Santa Cruz y sus causas. INTA-Suelos. Publicación 111:29, 1968.
- DGA, 1987. Balance Hídrico de Chile, Dirección General de Aguas, Santiago, Chile. <https://snia.mop.gob.cl/sad/SUP1540.pdf>
- Ebert, E., Janowiak, J., Kidd, C., 2007. Comparison of near-real-time precipitation estimates from satellite observations and numerical models. *Bulletin of American*

- Meteorological Society. 88, 47–64.
- Faiz, M. A., Liu, D., Fu, Q., et al., 2018. How accurate are the performances of gridded precipitation data products over Northeast China? *Atmospheric Research* 211 (2018) 12 – 20.
- Fick, S. E., Hijmans, R. J., 2017. WorldClim 2: new 1-km spatial resolution climate surfaces for global land areas. *International Journal of Climatology* 37, 4302–4315.
- Garreaud, R. D., 2009. The Andes climate and weather. *Advances in Geosciences.*, 22, 3–11.
- Garreaud, R. D., Lopez, P., Minvielle, M., Rojas, M., 2013. Large-Scale Control on the Patagonian Climate. *American Meteorological Society*, Vol. 26, 215-230 pp.
- Gaitán, J. J., Oliva, G. E., Bran, D. E., Maestre, F. T., Aguiar, M. R., Jobbágy, E. G., Massara, V., 2014. Vegetation structure is as important as climate for explaining ecosystem function across patagonian rangelands. *Journal of Ecology*, 102(6), 1419-1428.
- Getirana, A., Espinoza, J.C., Ronchail, J., RotunnoFilho, O.C., 2011. Assessment of different precipitation datasets and their impacts on the water balance of the Negro River basin. *Journal of Hydrology* 404 (3–4), 304–322.
- González-Rouco, J. F., Jiménez, J. L., Quesada, V., Valero, F., 2001. Quality control and homogeneity of precipitation data in the southwest of Europe. *Journal of Climate* 14 (2001) 964 – 978.
- Goovaerts, P., 2000. Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall. *Journal of Hydrology* 228 (2000) 113 – 129.
- Harris, I., Jones, P. D., Osborn, T. J., Lister, D. H., 2014. Updated high-resolution grids of monthly climatic observations—the CRU TS3.10 Dataset. *International Journal of Climatology* 34, 623–642.
- Hersbach, H., Bell, B., Berrisford, P., Horányi, A., Muñoz Sabater, J., Nicolas, J., Radu, R., Schepers, D., Simmons, A., Soci, C., Dee, D., 2019. Global reanalysis: goodbye ERA-Interim, hello ERA5. *Meteorology* section, ECMWF, N°159, 17-24 pp.
- Hu, Z., Hu, Q., Zhang, C., Chen, X., Li, Q., 2016. Evaluation of reanalysis, spatially interpolated and satellite remotely sensed precipitation data sets in central Asia. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 121, 5648–5663.
- Jiang, S., Ren, L., Hong, Y., Yong, B., Yang, X., Yuan, F., Ma, M., 2012. Comprehensive evaluation of multi-satellite precipitation products with a dense rain gauge network and optimally merging their simulated hydrological flows using the Bayesian model averaging method. *Journal of Hydrology*, 452–453, 213–225.
- Jobbágy, E. G., Paruelo, J. M., León, R. J., 1995. Estimación del régimen de precipitación a partir de la distancia a la cordillera en el noroeste de la Patagonia. *Ecología Austral*, 5, 47–53.
- Kashani, M. H., Dinpashoh, Y., 2012. Evaluation of efficiency of different estimation methods for missing climatological data. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 26: 59-71.
- Kobayashi, S., Ota, Y., Harada, Y., 2015. The JRA-55 reanalysis. General specifications and basic characteristics. *Journal of. Meteorological Society of Japan*, vol. 93, 5–48 (2015).
- Kravchenko N.A., 2003. Influence of spatial structure on accuracy of interpolation methods. *Soil Science Society of American Journal*, 67:1564-1571.
- Larson, L. W., Peck, E. L., 1974. Accuracy of precipitation measurements for hydrologic modeling. *Water Resources Research*, 10(4), 857–863.
- Li, J., Heap, A. D., 2008. A review of spatial interpolation methods for environmental scientists. *Geoscience Australia, Record* 2008/23, 137 pp.
- Liu J., Xia J., She D., Lingcheng L., Wang Q., Zou L., 2019. Evaluation of six satellite-based precipitation products and their ability for capturing characteristics of extreme precipitation events over a climate transition

- area in China. *Remote Sensing*, 11, 1477.
- Liu, X., Yang, T., Hsu, K., Liu, C., Sorooshian, S., 2017. Evaluating the streamflow simulation capability of PERSIANN-CDR daily rainfall products in two river basins on the Tibetan Plateau. *Hydrology and Earth System Sciences*, 21(1), 169–181.
- Llano, M.P., Penalba, O., 2011. A climatic analysis of dry sequences in Argentina. *International Journal of Climatology*, 31: 504-513.
- Lloyd, C. D., 2005. Assessing the effect of integrating elevation data into the estimation of monthly precipitation in Great Britain. *Journal of Hydrology* 308 (2005) 128 – 150.
- Maglione D., Soto J., Sáenz J.L., Bonfili O., 2019. Utilización de diferentes metodologías para la construcción de un mapa de precipitación acumulada en la provincia de Santa Cruz. *Revista ICT – UNPA*, 16p. <http://doi.org/10.22305/ict-unpa.v11i1.779>
- Masiokas, M. H., Cara, L., Villalba, R., Pitte, P., Luckman, B H., Toum, E., Christie, D. A., Le Quesne, C., Mauget, S., 2019. Streamflow variations across the Andes (18°-55°S) during the instrumental era. *Scientific Reports*, Nature Research, 9:17879.
- Monserrat, M. C., Diaz, B. G., Bonfili, O., Almonacid, L., 2016. Banco de datos hidrometeorológicos de Santa Cruz. Presentado en: 3er encuentro de Investigadores en Formación de Recursos Hídricos (IFRH, 2016), 6 y 7 de octubre de 2016, Ezeiza, Buenos Aires, 8 pp.
- Nguyen P., Ombadi M., Sorooshian S., Hsu K., AghaKouchak A., Braithwaite D., Ashouri H., Thorstensen A.R., 2018. The PERSIANN family of global satellite precipitation data: A review and evaluation of products. *Hydrology and Earth System Sciences* 22(11):5801-5816.
- Oliva, G., García, G., Ferrante, D., Massara, V., Rimoldi, P., Díaz, B., Paredes, P., Gaitán, J., 2017. Estado de los Recursos Naturales Renovables en la Patagonia Sur Extra andina. 66 pp. INTA Centro Regional Patagonia Sur. Trelew. https://inta.gov.ar/sites/default/files/inta_estado_de_los_recursos_renovables_en_la_patagonia_sur_extraandina.pdf.
- Paruelo, J. M., Beltrán, A., Jobbágy, E., Sala, O., Golluscio, R. A., 1998. The climate of Patagonia: general patterns and controls on biotic processes. *Ecología Austral*, 8, 85-101.
- Pasquini, A.I., Depetris, P.J., 2011. Southern Patagonia's Perito Moreno glacier, lake Argentino, and Santa Cruz river hydrological system: An overview. *Journal of Hydrology*, 405 (2011) 48-56.
- Peri, P.L., Lencinas, M.V., Martínez Pastur, G., Wardell-Johnson, G.W., Lasagno, R., 2013. Diversity patterns in the steppe of Argentinean southern Patagonia: Environmental drivers and impact of grazing. En: *Steppe Ecosystems*, Chapter 4, pp 73-95. Nova Science Publishers, Inc. ISBN: 978-1-62808-298-2.
- Peri, P.L., Rosas, Y. M., Ladd, B., Toledo S., Lasagno, R. G., Martínez Pastur, G., 2018. Modelling soil carbon content in South Patagonia and evaluating changes according to climate, vegetation, desertification and grazing. *Sustainability* 10(2), 438.
- Peri, P. L., Rosas, Y. M., Ladd, B., Toledo, S., Lasagno, R. G., Martínez Pastur, G., 2019. Modeling soil nitrogen content in South Patagonia across a climate gradient, vegetation type, and grazing. *Sustainability* 11, 2707.
- Pessacq, N., Flaherty, S., Brandizi, S., Solman, S., Pascual, M., 2015. Getting water right: A case study in water yield modelling based on precipitation data. *Science of Total Environment* 537 (2015) 225 – 234.
- Pessacq, N., Flaherty, S., Brandizi, S., Rehencq, M., Garcia Asorey, M., Castiñeira, L., Solman, S., Pascual, M., 2018. Producción de agua en la Cuenca del río Limay: Modelado y calibración. *Revista Meteorológica*, 43(2):3-23.
- Phillips, D.L., Dolph, J., Marks, D., 1992. A comparison of geostatistical procedures for spatial analysis of precipitation in mountainous terrain. *Agricultural and Forest Meteorology*, 58, 119–141.
- Rosas, Y. M., Peri, P. L., Martínez

- Pastur, G., 2018. Potential biodiversity map of lizard species in Southern Patagonia: environmental characterization, desertification influence and analyses of protection areas. *Amphibia-Reptilia* 39: 289-301.
- Rosas, Y. M., Peri, P. L., Carrara, R., Flores, G. E., Pedrana, J., Martínez Pastur, G., 2019. Potential biodiversity map of darkling beetles (Tenebrionidae): Environmental characterization, land-uses and analyses of protection areas in Southern Patagonia. *Journal of Insect Conservation* 1–13.
- Sauter, T., 2019. Revisiting extreme precipitation amounts over southern South America and implications for the Patagonian Icefields. *Hydrology and Earth System Sciences*, 2019, 225, 20 pp.
- Schaefer M., Machguth H., Falvey M., Casassa G., Rignot E., 2015. Quantifying mass balance processes on the Southern Patagonia Icefield. *The Cryosphere* 9(1), 25–35 (doi:10.5194/tc-9-25-2015).
- Schwikowski M., Schläppi M., Santibañez P., Rivera A., Casassa G., 2013. Net accumulation rates derived from ice core stable isotope records of Pío XI glacier, Southern Patagonia Icefield. *The Cryosphere* 7(5), 1635–1644 (doi:10.5194/tc-7-1635-2013)
- Smith, R., Evans, J., 2007. Orographic precipitation and water vapor fractionation over the Southern Andes. *Journal of Hydrometeorology* 8, 3–19.
- Soto, J., 2000. Mapa de clima: Atlas de la República Argentina. Isohietas medias anuales. Las condiciones climáticas de la provincia de Santa Cruz. En *El Gran Libro de la Provincia de Santa Cruz 2000*, pag.1321.
- Štěpánek, P., 2003. AnClim - software for time series analysis. Dept. of Geography, Fac. of Natural Sciences, MU, Brno. 1.47 MB.
- Štěpánek, P., Zahradniček, P., Skalák, P., 2009. Data quality control and homogenization of air temperature and precipitation series in the area of the Czech Republic in the period 1961 – 2007. *Advances in Science and Research*, 3, 23 -26, 2009.
- Štěpánek, P., 2015. AnClim and ProClimDB software for data quality control and homogenization of time series. *Geophysical Research Abstracts*, Vol.17. www.climahom.eu.
- Sun, Q., Miao, C., Duan, Q., Ashouri, H., Sorooshian, S., Hsu, K.-L., 2018. A review of global precipitation data sets: Data sources, estimation, and intercomparisons. *Review of Geophysics*, 56, 79 – 107.
- Tabios, G., Salas, J. A., 1985. Comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation. *Water Resources Bulletin*, 1985, 21, 365-380.
- Taylor, K. E., 2001. Summarizing multiple aspects of model performance in a single diagram. *Journal of Geophysical Research*, Vol. 106, 7183 – 7192 pp.
- Villalba, R., Lara, A., Boninsegna, J. A., et al., 2003. Large-scale temperature changes across the southern Andes: 20th-century variations in the context of the past 400 years. *Climatic Change*, 59, 177–232.
- Webster, R., Oliver, M. A. 2007. *Geostatistics for Environmental Scientists*. John Wiley & Sons, Ltd (Second, Vol. 1).
- Willmott, C. J. y Matsuura, K., 2001. *Terrestrial Air Temperature and Precipitation: Monthly and Annual Time Series (1950 - 1999)*.
- WMO, 2011. *Guide to climatological practices*. WMO-No. 100, World Meteorological Organization, Geneva, 2011. ISBN 978-92-63-10100-6, pp 117.
- Yilmaz, K. K., Adler, R. F., Tian, Y., Hong, Y., Pierce, H. F., 2010. Evaluation of a satellite-based global flood monitoring system. *International Journal of Remote Sensing*, 31(14), 3763–3782.

SENSIBILIDAD DEL EFECTO DE ESTELA A LA ESTABILIDAD DE LA CAPA LÍMITE ATMOSFÉRICA EN UN PARQUE EÓLICO ONSHORE DE LA PATAGONIA ARGENTINA

Gonzalo Pablo Navarro Diaz^{1,2}, María Laura Mayol^{1,2}, Andrea Celeste Saulo^{1,3} y Alejandro Daniel Otero^{4,2}

¹Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, FCEyN, UBA.

²Centro de Simulación Computacional para Aplicaciones Tecnológicas, CSC-CONICET.

³Servicio Meteorológico Nacional, Argentina.

⁴Facultad de Ingeniería, UBA.

(Manuscrito recibido el 30 de marzo de 2020, en su versión final el 22 de septiembre de 2020)

RESUMEN

En este trabajo se presenta un estudio de sensibilidad de la estela que se produce detrás de los aerogeneradores ante los distintos regímenes de estabilidad presentes en la capa límite atmosférica. Este análisis se lleva a cabo sobre un extenso registro de mediciones en uno de los parques eólicos más grandes de Argentina emplazado sobre tierra en la región patagónica. Se analizan datos tanto del período previo a su construcción como durante su etapa productiva. El enfoque resulta novedoso al analizar la dependencia del impacto negativo de la estela sobre la producción en función de los distintos regímenes de estabilidad que se desarrollan a lo largo del día y estacionalmente. Los resultados coinciden con las tendencias reportadas por otros autores, encontrando una disminución notable de la estela, y una mejora de la producción asociada, durante condiciones inestables. El menor impacto de las estelas se registra durante el verano en las horas del medio día, donde se dan típicamente estas condiciones. Contrariamente para condiciones estables, que ocurren generalmente durante la noche, el impacto de las estelas es mayor. El comportamiento promedio en general se aproxima a la condición neutral.

Palabras clave: energía eólica, efecto estela, capa límite atmosférica, regímenes de estabilidad.

SENSITIVITY OF THE WAKE EFFECT TO THE ATMOSPHERIC BOUNDARY LAYER STABILITY IN AN ONSHORE WIND FARM IN THE ARGENTINEAN PATAGONIA

ABSTRACT

In this work, a sensitivity study of the downstream wakes produced by wind turbines for different stability regimes in the atmospheric boundary layer is presented. The analysis is made on an extensive measurement data set of one of the largest onshore wind farms located in the Patagonian region of Argentina. Data from periods before the construction and during production of the park are analyzed. The novelty of the approach is the analysis of the negative wake impact on production and its

dependence on the different stability regimes in the day and seasonal cycles. The outcomes coincide with the trends reported by other authors, finding a notable decrease in the wake impact during unstable conditions. The smallest impact is found during the summer at midday hours, when typically unstable conditions appear. On the contrary, during stable conditions, which generally occur at night, the impact is higher. The typical behavior of the park is in general close to the neutral condition.

Keywords: wind energy, wake effect, atmospheric boundary layer, stability.

1. INTRODUCCIÓN

El comportamiento de la parte de la atmósfera en contacto con la superficie terrestre, denominada capa límite atmosférica (CLA), es muy importante para la energía eólica. Esto es debido a que la zona de barrido de las aspas de los aerogeneradores abarca desde los primeros metros sobre la superficie terrestre hasta alturas de punta de pala de entre 200 y 300 m. Este comportamiento tiene efecto sobre uno de los fenómenos más relevantes en el diseño y cálculo de la producción de los parques eólicos, el efecto de estela, el cual se produce aguas abajo de los aerogeneradores y tiene un impacto negativo en la producción (Navarro Diaz et al., 2019). Cuando el aire fluye a través de una turbina, ésta extrae energía del viento, produciendo una estela detrás de sí. Estas estelas se caracterizan por una reducción de la intensidad del viento y un aumento de la turbulencia. Si las estelas impactan total o parcialmente en otros aerogeneradores ubicados aguas abajo, la producción de energía en los mismos se verá reducida. Además, las condiciones de velocidad no homogéneas y la mayor turbulencia dentro de las estelas, disminuye la vida útil de aquellos aerogeneradores afectados.

La intensidad del efecto de estela depende tanto de las características estructurales y operativas de los aerogeneradores como así también de las condiciones turbulentas presentes en la CLA. Estos factores hacen que tanto su intensidad como su longitud aguas abajo varíe considerablemente. Si bien los aprovechamientos de la energía eólica

generalmente corresponden a ubicaciones con recursos de vientos fuertes, donde la turbulencia tiene un origen predominantemente mecánico, eso no significa necesariamente que se puedan ignorar los efectos de origen térmicos, y varios autores han estudiado la influencia de la estabilidad atmosférica en las características de estela. Por ejemplo, Schepers et al. (2012) llevaron a cabo un análisis de sensibilidad de las estelas de un parque eólico sobre mar (*offshore*) para diferentes regímenes de estabilidad de la CLA, encontrando que para las condiciones estables, típicas durante la noche, la estela se mantiene intensa a lo largo de grandes distancias aguas abajo. Contrariamente, en condiciones inestables, generalmente alrededor del medio día, la mayor intensidad en la mezcla de la CLA acelera el desvanecimiento de la estela, reduciendo su impacto.

En la literatura se encuentran diferentes estudios del impacto de la estabilidad de la CLA sobre parques *offshore*. En cambio, los estudios sobre el impacto de dicho fenómeno en parques sobre tierra, (*onshore*), son escasos. Recientemente, Doubrawa et al. (2019) analizaron mediciones LIDAR del viento detrás de un solo aerogenerador para tres condiciones de estabilidad: cercana a la neutralidad, ligeramente inestable y muy estable. Por otro lado, en el trabajo de Han et al. (2018) se midió el perfil de la estela de un aerogenerador mediante dos mástiles meteorológicos provistos de anemómetros de coperolas a distintas alturas. Además, utilizaron un anemómetro sónico para estimar la estabilidad, pudiendo separar las mediciones de estela para los regímenes estable, inestable y neutral. Al

igual que sucede en parques *offshore*, los autores de ambos trabajos encuentran que para condiciones inestables la estela se disuelve a distancias más cortas que para condiciones neutrales. Contrariamente, para condiciones muy estables la estela se mantiene intensa en una distancia mucho mayor aguas abajo y su ancho se mantiene constante. Ante este panorama, el estudio de la estabilidad sobre los parques *onshore* cobra una gran importancia, especialmente en Argentina, donde todos los parques eólicos actuales y previstos en el corto y mediano plazo serán construidos sobre tierra.

Es por ello que en este trabajo se propone analizar la interacción de estelas entre varios aerogeneradores en un parque eólico *onshore* bajo la influencia de las diferentes estabilidades atmosféricas asociadas al ciclo diurno y su variación estacional. Este análisis se lleva a cabo empleando las mediciones típicamente disponibles en un parque operativo: las variables registradas en el mástil meteorológico y la potencia de los aerogeneradores, consecuentemente, el cálculo de estabilidad será aproximado según los parámetros existentes. Se aborda el caso particular del Parque Eólico Rawson, uno de los parques de gran tamaño más antiguos de Argentina del cual se cuenta con una serie extensa de mediciones.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se describe la metodología para determinar de manera local los regímenes de estabilidad y los conjuntos de datos de mediciones del parque eólico que se han utilizado. Posteriormente, en la sección 3, se analiza cómo la variabilidad de los regímenes de estabilidad en la cercanía de los aerogeneradores influencia el desarrollo de la estela. Para ello, en una primera parte, se analizan las mediciones de viento antes de la construcción del parque, de las cuales se obtiene la distribución de los regímenes de estabilidad. Finalmente se trabaja con las mediciones de mástil meteorológico y potencia de los aerogeneradores en la etapa productiva del parque, con el fin de analizar el efecto de la estabilidad sobre las estelas a lo largo del ciclo

diurno y para distintas estaciones del año.

2. MÉTODOS Y DATOS

2.1. Metodología

A lo largo del día se pueden registrar distintos regímenes de estabilidad de la CLA, los cuales se pueden dividir básicamente en tres: inestable, estable y neutral. Existen diferentes criterios para establecer el régimen en cada período de medición, los cuales incorporan una mayor o menor cantidad de variables y procesos atmosféricos (Sedefian y Bennett, 1980). El método más completo es el creado a partir de la Teoría de Semejanza de Monin-Obukhov (MOST) (Newman y Klein, 2014). De esta teoría se desprende el parámetro fundamental de estabilidad $\zeta = z/L$, donde z [m] es la altura sobre el suelo y L [m] la longitud de Monin-Obukhov. En función de este parámetro ζ se definen los rangos de las distintas condiciones de estabilidad atmosférica. Lamentablemente, en la mayoría de los parques eólicos no se cuenta con mástiles meteorológicos con el instrumental preciso para la obtención de las variables necesarias para calcular dicho parámetro, a saber, los flujos turbulentos de cantidad de movimiento y calor. Un caso particular es el estudio de Cañadillas et al. (2011) realizado en el parque eólico *offshore* Alpha Ventus en Alemania, en donde se emplearon las mediciones de una plataforma marina experimental usando un anemómetro sónico.

Generalmente, los parques eólicos solo disponen de mástiles con anemómetros de coperolas, veletas y termómetros a varias alturas, y un barómetro. Estas alturas abarcan desde las cercanas al suelo hasta las equivalentes a la altura de góndola de los aerogeneradores, que es la altura del eje de rotación del rotor del aerogenerador (alrededor de 80 a 100 m). Una alternativa para estimar la estabilidad atmosférica es a través del número de Richardson bulk o por diferencias finitas (R_i), que se obtiene a partir del gradiente

local de las mediciones promediadas en el mástil en períodos de 10 minutos. El R_i es un parámetro importante para la evaluación del efecto relativo de la estratificación térmica y la variación del viento con la altura. Dentro de sus aplicaciones, es fundamental para el transporte y dispersión de contaminantes a escalas locales y regionales (Stull, 2000). También se ha empleado para el estudio de la influencia de las condiciones de estabilidad sobre las estelas de los aerogeneradores en parques *offshore* (Dörenkämper et al., 2015). Este parámetro es un número adimensional y permite determinar la estabilidad a partir de la relación entre la producción o consumo de turbulencia debida al empuje térmico y la producción debida a los procesos friccionales con la superficie. Si se dispone de la temperatura y la velocidad del viento a dos alturas distintas, por ejemplo una cercana al suelo (z_1) y otra al nivel de la góndola (z_2), el valor de R_i se calcula según (Bodine et al., 2009):

$$R_i = \frac{g\Delta z_U^2 \left[\frac{T_2 - T_1}{\Delta z_T} + \Gamma_d \right]}{T_1 [U_2 - U_1]^2} \quad (1)$$

Donde T_1, T_2 [K] son las temperaturas medidas en los niveles inferior y superior de medición de esta variable. De manera análoga, U_1 y U_2 [m/s] son las velocidades medidas en los niveles inferior y superior de medición de esta variable y Δz_U y Δz_T son las diferencias de altura [m] entre los niveles empleados para medir la velocidad y la temperatura, respectivamente. Los niveles de medición de ambas variables deben corresponderse lo mejor posible. $\Gamma_d \approx 0,01$ [K/m] es la pendiente del perfil adiabático seco y g la aceleración de la gravedad.

El número de R_i puede tomar valores negativos (CLA inestable), positivos (CLA estable) o cercanos a cero (CLA neutral). En este trabajo se emplea la clasificación de los regímenes de estabilidad en función de R_i sugerida en el estudio de Newman y Klein (2014), según se especifica en la tabla I. Si bien en dicho trabajo utilizan niveles diferentes, los límites del rango para atmósferas neutrales de Newman y Klein (2014) se basan en el límite adoptado por

Mauritsen y Svensson (2007) quienes trabajan con diferentes combinaciones de niveles, algunas bastante más cercanas a las del presente trabajo. Por otro lado, Dörenkämper et al. (2015) en una aplicación afín utilizando niveles en alturas ligeramente mayores a las aquí utilizadas, definen el rango para la clasificación neutral de la atmósfera como $-0,15 < R_i < 0,15$, es decir más amplio que el adoptado por Newman y Klein (2014), lo que conduciría a clasificar más situaciones dentro del rango neutral. Por último, cabe destacar que Newman y Klein (2014) quienes analizan la estabilidad en una ubicación sobre tierra al igual que en este trabajo, obtienen resultados consistentes a los presentados más adelante.

Clasificación de estabildades	R_i
Muy inestable	$R_i < -0,2$
Inestable	$-0,2 \leq R_i < -0,1$
Neutral	$-0,1 \leq R_i < 0,1$
Estable	$0,1 \leq R_i < 0,25$
Muy estable	$0,25 \leq R_i$

Tabla I: Límites de la clasificación de estabildades en la CLA en función de R_i (Newman y Klein, 2014).

Como indicador del impacto de las estelas, se utiliza la relación de potencias medias entre los aerogeneradores afectados y no afectados por estelas, de manera análoga al análisis de Schepers et al. (2012):

$$R_P = \frac{P_{T_1}}{P_{T_2}} \quad (2)$$

donde T_1 es el aerogenerador afectado por las estelas aguas abajo y T_2 aquel no afectado, aguas arriba. Este indicador de impacto se evalúa para distintas direcciones de viento entrante medidas en el mástil.

2.2. Fuentes de mediciones

En este estudio se hará foco en el Parque Eólico Rawson (PER). El mismo está emplazado en la Patagonia Argentina a una altitud de 150 m y a 10 km de la costa. Este parque fue construido en tres etapas; la primera fue inaugurada en

octubre del 2011 y contó con 27 aerogeneradores Vesta V90, con una potencia nominal de 1,8 MW. La segunda etapa fue terminada en enero del 2012, en la cual se sumaron 16 aerogeneradores de las mismas características, llegando a un total de 77,4 MW. Por último, la tercer etapa fue inaugurada en diciembre del 2017, agregando 12 aerogeneradores Vestas V100 de 2,0 MW cada uno. En total suma 55 aerogeneradores y una capacidad instalada de 101,4 MW, siendo uno de los parques eólicos más grande de Argentina.

Previo a la construcción del parque eólico, se llevó a cabo una valoración del recurso eólico en el terreno disponible, instalando una torre meteorológica en el centro del parque actual. Este mástil central funcionó desde octubre del 2010 hasta mediados de septiembre del 2011, un total de casi 1 año de mediciones continuas. El mismo estaba compuesto por tres anemómetros de coperolas NRG #40 (a 40, 60 y 80 m), dos veletas NRG #200P (78 y 58 m), dos sensores de temperatura NRG #110S (a 3 y 79 m) y un barómetro NRGBP-20 a 1 m. En cada instrumento se registraron mediciones promediadas en períodos de 10 min y, además, se cuenta con los valores del desvío estándar de la intensidad y de la dirección de viento en los mismos períodos. Con estas variables es posible el cálculo del número de Richardson bulk (R_i) como indicador de la estabilidad de la CLA cercana a los aerogeneradores. Debido a que se dispone de la temperatura cercana al suelo y a la altura de góndola, pero la velocidad de viento solo a la altura de góndola, se decide emplear la fórmula de R_i asumiendo que $U_1 = 0$ al no disponerse del dato en el nivel más bajo. Esta suposición podría dar como resultado una sobrestimación de la cortante vertical del viento y consecuentemente una subestimación del R_i .

Además de la información del estudio previo, en este trabajo se utilizan datos operativos del PER en sus dos primeras etapas. Hasta ese momento, el parque estaba compuesto de 43 aerogeneradores Vestas V90, con una altura de góndola de 80 m y un diámetro del rotor D

= 90 m, distribuidos en 4 filas en dirección aproximadamente SO, separados a 4D dentro de la fila y a 12D entre filas. Esto da al parque una dimensión total de 4 km x 4 km. Además, el parque cuenta con un mástil meteorológico localizado en la esquina NO y a 6D del rotor más cercano. El mismo se instaló posteriormente al estudio de prefactibilidad del parque, en febrero del 2011, desactivando el mástil central del estudio previo. La disposición de los aerogeneradores y el mástil meteorológico en el PER se muestra en la figura 1. A diferencia de la anterior torre central, este mástil cuenta con dos anemómetros VAISALA WAA151 (a 35 y 80 m), una veleta VAISALA WAA151 a 79 m y un sensor de temperatura y presión a 78 m. De esos dos anemómetros, se decide trabajar con el que está ubicado a 80 m, dado que corresponde a la altura de la góndola de los aerogeneradores. Al igual que en el mástil del estudio previo, en éste se registran las variables promediadas en períodos diez-minutales. También se utiliza la intensidad turbulenta longitudinal ($IT_u \equiv \frac{\sigma_u}{U}$) calculada en base al desvío estándar reportado por el anemómetro cada 10 min, lo cual es equivalente a considerar solo el desvío estándar de las componentes horizontales de la velocidad. La comparación entre esta intensidad turbulenta y la calculada en base a las tres componentes de la velocidad y su validez para determinar la estabilidad de la CLA fue realizada por Wharton y Lundquist (2012), demostrando que la IT_u se puede emplear como un indicador de la estabilidad atmosférica y de la mezcla de la estela.

Para el análisis de datos del mástil meteorológico durante el período de producción se eligió trabajar a partir de la etapa 2, abarcando desde comienzos de enero de 2012 hasta fin de abril de 2018 (6 años y 4 meses). De esta base de datos se descartó el período desde febrero del 2014 hasta julio 2015 inclusive (1 año y 6 meses) debido a que la empresa informa que los instrumentos del mástil estuvieron descalibrados. Con esta supresión de datos, se cuenta con un total de 4 años y 10 meses de mediciones. A estas mediciones se les aplicó un

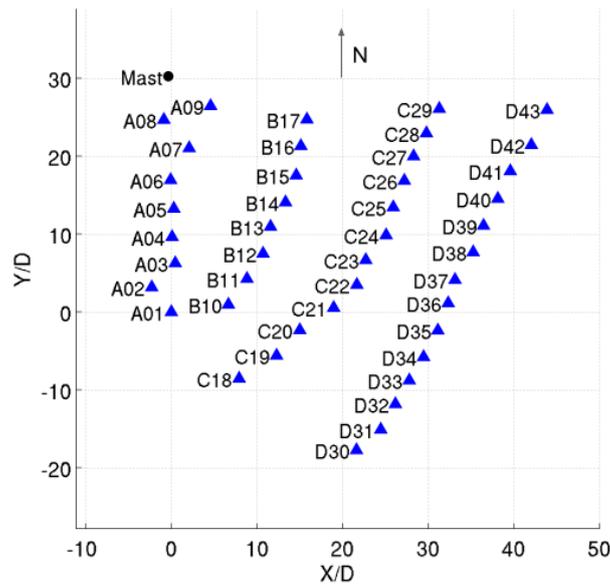


Figura 1: Disposición de los aerogeneradores, con su identificación por fila A, B, C y D, y del mástil meteorológico. Las dimensiones horizontales están adimensionalizadas con el diámetro del aerogenerador ($D = 90$ m).

filtro para descartar los períodos de 10 minutos que tuvieran faltante de datos en alguno de los instrumentos de medición. Esto resulta en que finalmente se cuente con el 93,4 % de los datos, aproximadamente 238 mil mediciones de 10 minutos cada una o un equivalente a 4 años y 7 meses. Cabe destacar que en el segundo capítulo de Waimann (2016), se efectuó un análisis de las características del viento en PER, pero su muestra fue acotada a un período total, antes de filtrar por faltantes de datos, de 2 años.

Para el análisis de la producción de los aerogeneradores se parte del mismo conjunto de datos filtrados de la torre meteorológica. Los aerogeneradores reportan mediante su sistema de control la potencia media generada en períodos diez-minutales. Se debieron descartar los datos a partir de julio del 2017, debido a que las curvas de potencia de todos los aerogeneradores fueron modificadas por el fabricante, aumentando su potencia nominal. De esta manera, los datos utilizados corresponden al período anterior a julio del 2017 y, por lo tanto, todos los aerogeneradores

tienen en todo momento la misma potencia nominal (1.8MW). Finalmente, se descartaron los períodos donde faltasen mediciones de alguno de los aerogeneradores, contándose con aproximadamente 32 mil datos diez-minutales. En definitiva, el volumen total de datos, luego de filtrar las mediciones del mástil y de los aerogeneradores equivale a 1 año 7 meses.

Para analizar el impacto de estelas, se eligió trabajar con las mediciones de mástil meteorológico y producción de los cuatro aerogeneradores más cercanos al mismo (A6, A7, A8 y A9), figura 2, con el fin de lograr una buena correlación entre las mediciones del mástil y la producción. Los aerogeneradores A8 y A7 están separados a $4,7D$ (423 m) y se alinean para la dirección de viento 320° , quedando A7 afectado por la estela de A8. Otro caso de interferencia se puede identificar cuando A7 y A6 quedan dentro de la estela del A9. Los A7 y A6 están ubicados a $5,7D$ (513 m) y $10,5D$ (945 m) aguas abajo del A9 a lo largo de la dirección 25° .

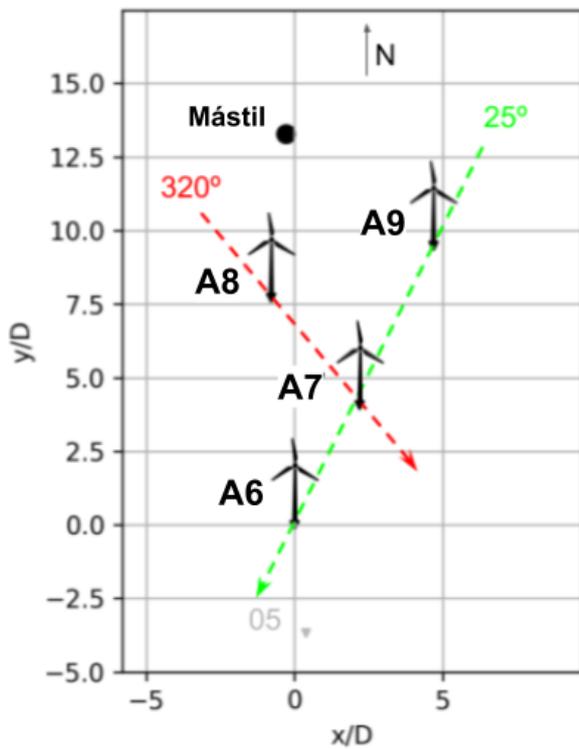


Figura 2: Ubicación de los 4 aerogeneradores más cercanos al mástil meteorológico del PER.

3. RESULTADOS, ANÁLISIS Y DISCUSIÓN

3.1. Características de la distribución de velocidad y dirección

Una vez realizado el filtrado de los datos, se lleva a cabo el análisis de las mediciones de viento del mástil meteorológico del estudio previo y durante la etapa productiva del parque eólico, con el fin de obtener una caracterización de régimen de viento local. En la figura 3 se presentan las rosas de viento, generadas a partir de las mediciones en ambas etapas. Allí puede verse que el comportamiento general resulta equivalente. Como datos principales, se obtiene que los vientos predominantes tienen componente oeste, con una mayor frecuencia en la dirección 282° para el estudio previo y 265° durante el período productivo. Esta dirección predominante también fue registrada

en el trabajo de Cúneo et al. (2018), en el cual se analizaron las mediciones a 10 m de una torre en la estación meteorológica que el Servicio Meteorológico Nacional posee en Trelew, ubicada a 18 km del PER. En la etapa productiva, cuando el viento sopla desde la dirección oeste, el mástil del parque se encuentra libre de la interferencia de la estela de los aerogeneradores, por lo que la influencia de este efecto es mínimo en el análisis de datos. Desafortunadamente para un cierto rango de direcciones (100° a 200°) el mástil se encuentra parcial o totalmente interferido por la estela del parque, lo que corresponde en este caso a un 17,2% de los datos.

Se ha encontrado que la distribución de Weibull proporciona una buena representación de la variación en la velocidad del viento media por hora durante un año en muchos sitios típicos (Seguro y Lambert, 2000) y también vale para el PER en el período estudiado por Waimann (2016). Esta distribución toma la forma

$$F(U) = \exp\left(-\left(\frac{U}{c}\right)^k\right) \quad (3)$$

donde $F(U)$ es la fracción de tiempo para la cual la velocidad media del viento por hora excede el valor de velocidad de viento U . Está caracterizada por dos parámetros, un parámetro de escala c y un parámetro de forma k que describe la variación alrededor de la media. c está relacionado con la velocidad media anual del viento \bar{U} a través de la relación

$$\bar{U} = c\Gamma\left(1 + \frac{1}{k}\right) \quad (4)$$

donde Γ es la función gamma. En la figura 4 se muestran los histogramas de la velocidad de viento media por hora con los respectivos ajustes a la distribución Weibull para ambas etapas de estudio. Se verifica que el comportamiento general en ambas etapas resulta equivalente. Las respectivas velocidades promedio son de 8,19 m/s y 7,58 m/s a 80 m. Se registran con frecuencia casi nula valores de velocidad superiores a la

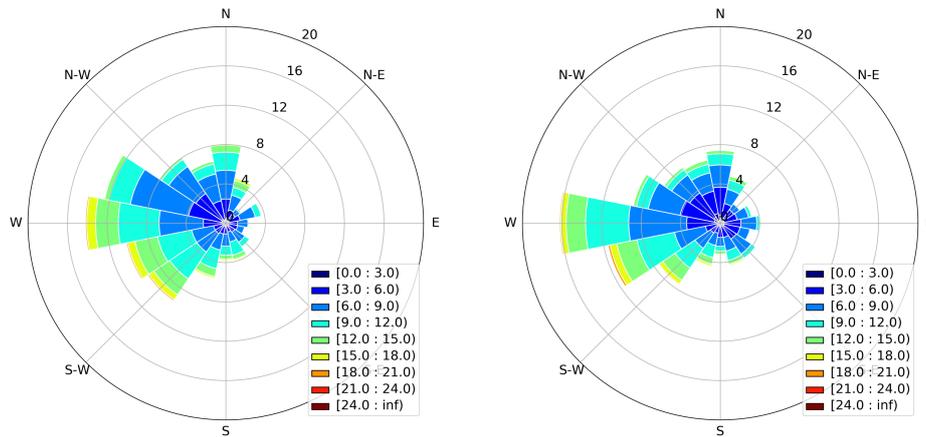


Figura 3: Rosas de vientos discretizadas en 16 sectores, correspondientes a la ubicación del PER durante dos períodos de medición: (izquierda) durante el estudio previo y (derecha) en la etapa productiva. Se utilizaron las mediciones de los mastiles con instrumentos a 80 m de altura. Velocidades en [m/s].

velocidad de cut-out en la cual el aerogenerador se detiene por exceso de velocidad, y que para el caso del PER corresponde a 25 m/s. Estos resultados son consistentes con los de Waimann (2016), indicando que la frecuencia observada de los rangos entre 5 y 8 m/s exceden a los que representa la distribución teórica, aunque en términos generales, esta representa razonablemente bien el comportamiento observado.

3.2. Regímenes de estabilidad en Rawson

Con el objetivo de caracterizar los regímenes de estabilidad en la ubicación del PER, se realiza el análisis de las mediciones del mástil meteorológico emplazado para confeccionar el estudio previo del recurso eólico. Este mástil cuenta con sensores de temperatura a dos alturas, lo cual resulta fundamental para la estimación de la estabilidad en la CLA utilizando el R_i . Las características generales del recurso observado en esta etapa se presentan en los paneles izquierdos de las figuras 3 y 4, donde se muestran respectivamente la rosa de vientos y la distribución de velocidades.

En la figura 5 (arriba) se muestra la distribución

de casos en función del valor del R_i . Se puede observar que la mayoría de los datos se agrupan cerca de $R_i=0$, correspondiente al régimen neutral. Para valores menores o mayores a $R_i=0$, la distribución decae monótonamente. Con respecto a la distribución de categorías de estabilidad en función de la velocidad del viento a la altura de la góndola, en la figura 5 (abajo) podemos ver que para velocidades bajas, menores a 5 m/s, existe un predominio de las CLA extremadamente estables o inestables. Para velocidades más altas, las estabildades cercanas a la neutralidad comienzan a tener una mayor preponderancia, mientras que para velocidades por encima de la velocidad nominal de los aerogeneradores instalados en PER 1 y 2 (15 m/s) solo se registran regímenes neutrales. Entre las velocidades de 5 y 9 m/s existe una cantidad considerable de cada una de las 5 clases de estabildades. Por esto, en la sección 3.3 se utilizará este rango de velocidades para el análisis de las estelas de los aerogeneradores bajo el efecto de las diferentes estabildades.

Para tener una visión general, en la figura 6 se muestra la proporción del tiempo en que ocurre cada uno de los 5 regímenes de estabilidad. Se puede observar que aproximadamente la

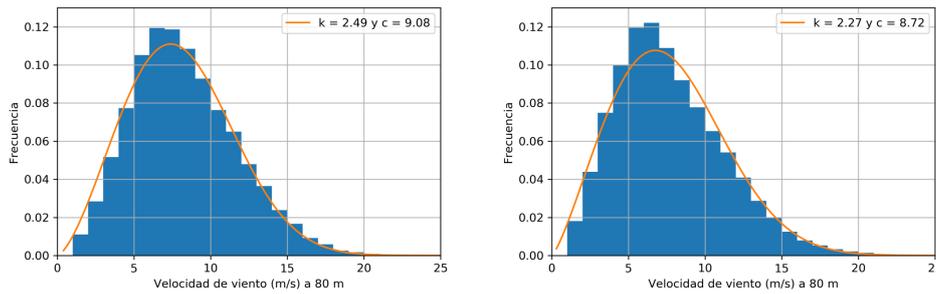


Figura 4: Distribución de datos diez-minutales de velocidad de viento, correspondientes a la ubicación del PER durante dos períodos de medición: (izquierda) durante el estudio previo y (derecha) en la etapa productiva. Se utilizaron las ediciones de los mástiles con instrumentos a 80 m de altura. También se grafican las correspondientes distribuciones Weibull ajustadas a los datos y se reportan sus coeficientes. Velocidades en [m/s].

mitad del tiempo (56,1 %) se registra una CLA neutral, seguido por una mayor cantidad de casos estables (13,1 % + 17 % = 30,1 %) que de inestables (7,8 % + 6 % = 13,8 %).

En la figura 7 se presenta el ciclo diurno del promedio anual de R_i para cada hora. Los datos fueron seleccionados para el rango de velocidades de funcionamiento del aerogeneradores (de 4 a 25 m/s) con el fin de encontrar una relación con el comportamiento de la estela. Se puede observar que el valor de R_i tiende a tomar valores positivos (estables) durante el período nocturno (de 19 a 8 hs) y valores negativos (inestables) durante el período diurno (de 8 a 19 hs). Si tomamos el rango de horas durante el cual todo el año es de noche (23 a 4 hs) o de día (11 a 16 hs), obtenemos valores promedio de $R_i=0,17$ y $R_i=-0,09$, respectivamente.

Con el fin de profundizar el entendimiento de la dinámica de las estabildades en el ciclo diurno, en la figura 8 se muestra la proporción de los 5 regímenes de estabilidad para cada hora, a partir de los mismos datos utilizados en la figura anterior. Se puede confirmar la tendencia a la estabilidad por la noche dado que en cerca del 45 % de las veces la estabilidad queda dentro de la clasificación neutral, y el resto es exclusivamente estable o muy estable con mayor frecuencia de esta última. En comparación,

para el día la cantidad de casos neutrales es mayor al 50 %, resultando el resto de los casos inestables o muy inestables. Esta tendencia a la estabilidad durante el período nocturno y la inestabilidad durante el diurno será clave para el análisis de comportamiento de la estela en ambos rangos horarios. Este análisis de los regímenes a lo largo del ciclo diurno nos permite asumir que durante los dos rangos horarios seleccionados, nocturno y diurno, la CLA tendrá un comportamiento mayoritariamente estable o inestable, respectivamente, tendiendo el período inestable a un promedio más cercano a la neutralidad. Por esta razón, se emplea este criterio para analizar el efecto sobre las estelas en la próxima sección, dado que el mástil utilizado en la etapa operativa del PER no cuenta con instrumental que permita calcular el R_i .

3.3. Efecto de estabilidad en la interacción de aerogeneradores

A continuación, con el fin de analizar el efecto de los regímenes de estabilidad en las estelas de los aerogeneradores, se realizará una comparación de la relación de potencias (ecuación 2) para distintos aerogeneradores cuando se encuentran afectados por las estelas de uno o varios aerogeneradores aguas arriba. Los períodos nocturnos y diurnos se dividieron, además, entre los meses de verano (DEF) e invierno

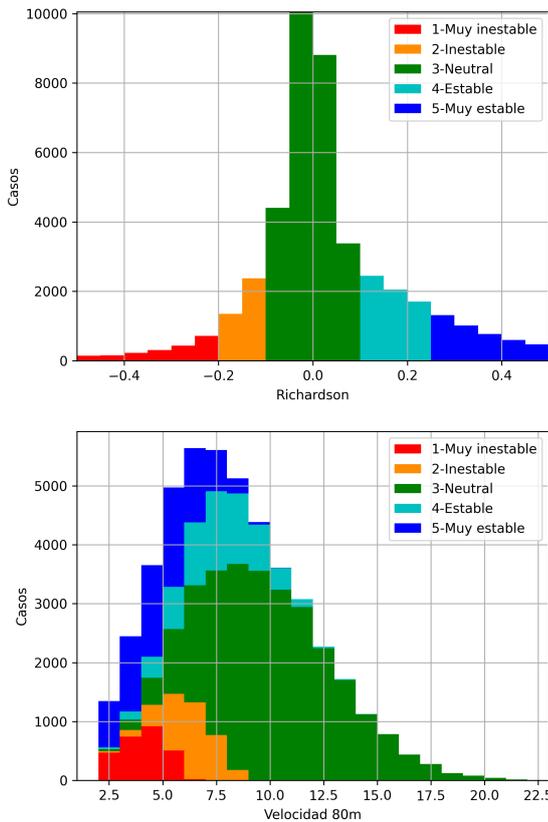


Figura 5: Distribución de casos en función de valor de R_i (arriba) y de la velocidad del viento a la altura de la góndola 80m (abajo). Se indican los 5 regímenes de estabilidad mediante la clasificación de acuerdo al R_i .

(JJA), con el fin de evaluar la influencia de los diferentes regímenes de estabilidad fuertemente estables e inestables sobre las estelas. Del conjunto de datos, se trabaja con las mediciones entre 5 y 9 m/s, que corresponden al rango en el cual la velocidad está por encima del valor de arranque y el aerogenerador aplica el mismo efecto de resistencia sobre el fluido dado que el coeficiente de empuje C_T se mantiene aproximadamente constante. De esta manera, al considerar velocidades para las cuales los aerogeneradores tienen el mismo C_T , el déficit de potencia que se produce sobre el aerogenerador afectado por la estela de aquellos aguas arriba será independiente de la velocidad en el mástil, pero sí dependerá de la estabilidad

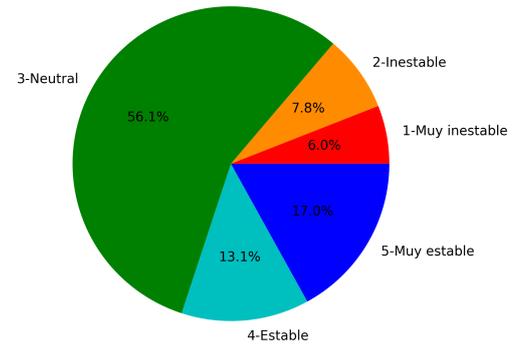


Figura 6: Proporción de ocurrencia de los 5 regímenes de estabilidad.

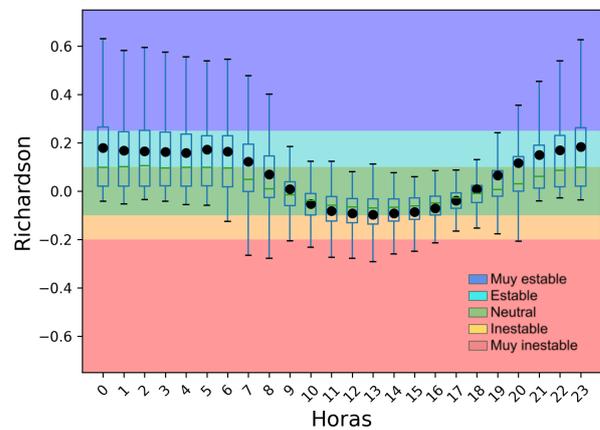


Figura 7: Variación del valor promedio anual de R_i para cada hora del ciclo diurno (marcadores negros). También se grafica el boxplot con el rango intercuartil (del primero al tercer cuartil). Se grafican los valores extremos del primer y cuarto cuartil, descartando como valores atípicos (outliers) aquellos que se alejan de los límites del boxplot más de 1,5 veces el rango intercuartil.

de la CLA. La dependencia respecto de este último factor será clave para el análisis de sensibilidad de las estelas a la estabilidad de la atmósfera.

Al reducir el rango de velocidades se modifican las proporciones de las diferentes estabildades

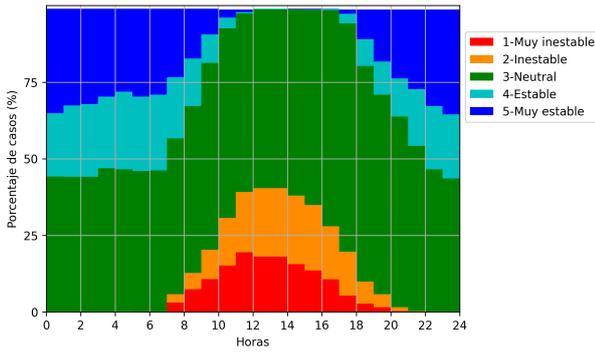


Figura 8: Porcentaje de los 5 regímenes de estabilidad para cada hora del ciclo diurno. Los datos fueron seleccionados para el rango de velocidades del funcionamiento del aerogenerador (4 a 25 m/s).

y el R_i promedio respecto del rango completo de velocidades de trabajo del aerogenerador referido en la sección anterior. En la tabla II se presentan los porcentajes de ocurrencia de veces en que se detectan las distintas estabilidades en el rango de velocidades entre 5 y 9 m/s durante los periodos diurno y nocturno. Claramente en el período diurno, la atmósfera es mayormente neutral con tendencia a la inestabilidad con un valor de R_i promedio de -0,11. Por otro lado, en el período nocturno prácticamente la mitad de las ocurrencias corresponden a situaciones neutrales y el resto tiende a ser estable resultando en un valor de R_i promedio de 0,21. Considerando el total de datos en el rango reducido de velocidades el comportamiento neutral resulta el más frecuente con tendencia a los regímenes estables, resultando un R_i promedio de 0,08.

Clasificación de estabilidades	Diurno	Nocturno	Total
Muy inestable	8,2%	0,0%	2,4%
Inestable	43,6%	0,0%	14,7%
Neutral	47,9%	29,4%	44,6%
Estable	0,2%	35,4%	20,3%
Muy estable	0,1%	35,2%	18,0%

Tabla II: Proporciones de los distintos regímenes de estabilidad atmosférica para velocidades entre 5 y 9 m/s durante los períodos diurno, nocturno y el total.

En la figura 9 (arriba) se presenta la relación de potencias entre los aerogeneradores A7 y A8, mientras que en las figuras 9 (medio) y 9 (abajo) se muestra la relación de potencias de A7 con respecto a A9 y A6 con respecto a A9. Las mediciones fueron promediadas en direcciones cada 4° para un rango de $\pm 25^\circ$ respecto de la dirección en que se alinean las turbinas. En los tres casos se puede observar que se repite el patrón de diferencias entre el impacto del período diurno y nocturno, identificando a la zona de máxima interferencia como la más sensible a estos cambios de estabilidades. En esa zona en particular, la diferencia promedio entre la relación de potencias para ambos períodos es del 16% en la figura 9(arriba), y del 24% para las figuras 9(medio) y 9(abajo).

Estos valores son similares a los hallados por (Schepers et al., 2012), quien encontró una diferencia del 20% entre el día y la noche para dos aerogeneradores distanciados a 3,8D. Esta clara disminución en el máximo de interferencia en presencia de inestabilidades se ve acompañado de un aumento de la dispersión angular de las curvas; esto sugiere que la mayor mezcla turbulenta estaría incrementando la dispersión horizontal de la estela, haciendo aumentar su ancho. Como una observación general, el período nocturno tiene un comportamiento similar al promedio general del día entero, con una relación de potencias ligeramente menor. Contrariamente, los resultados del período diurno se alejan mucho del promedio general, mostrando resultados de interferencias menores. Es importante notar que la diferencia entre los resultados se vuelve más marcada cuando los aerogeneradores se encuentran más distanciados unos de otros, como el caso de A7 y A9, o cuando se superpone el efecto de dos estelas como en el caso de A6 bajo el efecto de las estelas de A9 y A7. Estos cambios en la relación de potencias son debidos a que el impacto de estela depende de las condiciones de estabilidad en la CLA. Para atmósfera inestables, predominantemente cerca del medio día, la estela está sometida a una mayor mezcla, haciendo que su impacto sobre

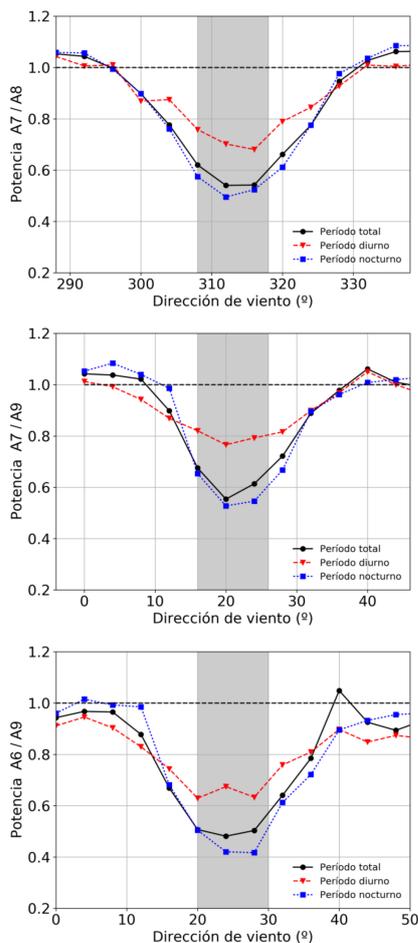


Figura 9: Impacto de las estelas en la potencia medida en términos de la dirección de viento para velocidades de entrada entre 5 y 9 m/s para el período completo y su separación entre los rangos diurno y nocturno: (arriba) Aerogenerador A7 con respecto a A8 (dirección de referencia de 313°), (medio) aerogenerador A7 (21°) y (abajo) aerogenerador A6 (25°) con respecto al A9.

el aerogenerador aguas abajo sea más débil y su producción no se vea tan comprometida. A fin de ejemplificar el efecto de las distintas condiciones de estabilidad en la generación eólica, mencionaremos la situación particular en que el aerogenerador A7 se encuentra en la estela del aerogenerador A8 con viento de la dirección de R_P mínima. En esta situación, para

una velocidad de 8 m/s (cercana al promedio del PER) el A8 entregaría una potencia de 880 kW. Mientras tanto el A7 en condiciones promedio entregaría un 58% de esa potencia, es decir 510 kW. En la situación promedio del rango diurno, el A7 produciría un 73% de la potencia de A8, es decir 642 kW, superando en 132 kW el caso promedio. Por otro lado, en la situación promedio del rango nocturno, el A7 entregaría un 53% de la potencia de A8, es decir 466 kW, una disminución de 44 kW respecto del caso promedio.

Debido a que el valor de mínima relación de potencias es el más sensible a los cambios de estabilidad, se estudiará su variación a lo largo del ciclo diurno a fin de analizar como éste afecta la interferencia de las estelas. Para evitar problemas debidos a la escasez de datos medidos en determinados momentos se utiliza como indicador de este valor mínimo de la relación de potencias el promedio de los valores en un rango de $\pm 5^\circ$ alrededor de la dirección en que se alinean ambas turbinas. En la figura 10 se muestra la evolución de la relación de potencias mínima del aerogenerador A7 respecto del A8 a lo largo del ciclo diurno, separando el conjunto de datos entre los meses de invierno y verano. Se puede observar que durante el invierno la relación de potencias se mantiene con valor bajo a lo largo de todo el día. Contrariamente, durante el verano existe una gran diferencia entre las horas de noche y de día. En particular para las horas del medio día el impacto de la estela se vuelve muy débil, llegando la potencia del aerogenerador afectado a valores cercanos al 95% de la potencia del aerogenerador aguas arriba. Es necesario recordar que el indicador de la relación de potencias se calcula mediante el promedio del rango de $\pm 5^\circ$ alrededor de la dirección de máxima interferencia; por lo tanto, este valor podría ser menor en la dirección exacta de alineamiento de ambas turbinas.

Una forma de explicar esta gran variabilidad en el impacto de la estela es a través de la intensidad turbulenta IT_u medida en el anemómetro del mástil a 80 m. En

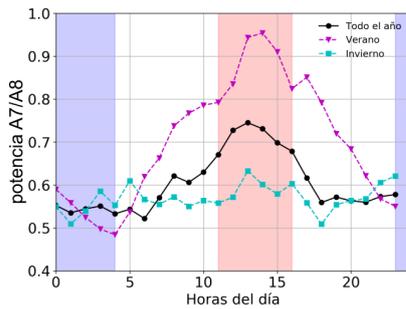


Figura 10: Relación de potencias mínima del aerogenerador A7 comparado con A8 a lo largo del día, separando el conjunto de datos entre los meses de invierno (JJA) y verano (DEF). Las zonas coloreadas en azul y rojo corresponden a las franjas horarias tomadas para el período nocturno y diurno, respectivamente.

la figura 11 se puede observar que este indicador de la turbulencia, a pesar de no considerar la turbulencia vertical, logra captar la variabilidad diurna y su distinción entre verano e invierno. Resulta notable como se repiten las características del comportamiento observado en las figuras 10 y 11 respecto del ciclo diurno y anual. De esta manera, se confirma que la variabilidad en el impacto de la estela es debida a la turbulencia, de origen mecánico y térmico, presente en la CLA.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se llevó a cabo un análisis del efecto de los distintos regímenes de estabilidad atmosférica en la producción de los parques eólicos afectando la interacción de las estelas de los aerogeneradores. Este estudio resulta novedoso al haberse realizado sobre las mediciones de mástil meteorológico y potencia de los aerogeneradores en un parque eólico *onshore* emplazado en la Patagonia, una de las regiones con mejor recurso eólico del mundo. Asimismo, se destaca la extensión del registro observacional, que es atípico para este tipo de análisis.

Al análisis del efecto de las estelas se le dio

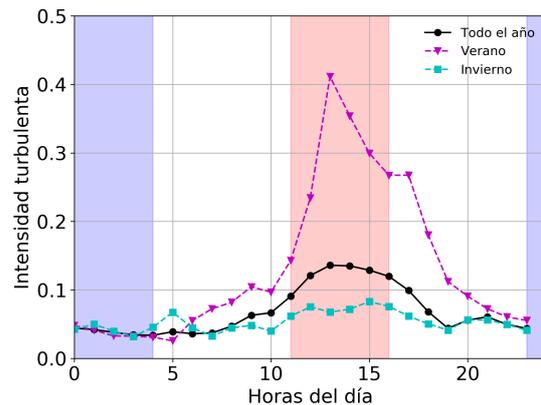


Figura 11: Variación de la intensidad turbulenta longitudinal, medida con el anemómetro de coprolas del mástil a 80 m, a lo largo del día para la dirección de máxima interferencia del aerogenerador A7 comparado con A8. El conjunto de datos se separó entre los meses de invierno (JJA) y verano (DEF).

un nuevo enfoque al estudiar su dependencia con la estabilidad de la CLA. Para los casos de interferencia entre aerogeneradores cercanos, la condición de atmósfera inestable, típica durante el medio día en situaciones con marcado ciclo diurno, inducen una mayor mezcla disipando más rápidamente la estela y atenuando significativamente su impacto en la producción. Particularmente para los casos de medio día en verano, el efecto de estela se reduce casi en su totalidad. Contrariamente, para atmósferas estables, que ocurren generalmente durante la noche, la mezcla de la estela disminuye y permite que se mantenga intensa por mayores distancias, aumentando su impacto. Durante el invierno, la variabilidad en el fenómeno de estela a lo largo del ciclo diurno se ve suavizada.

A pesar de esta dependencia de la estela, y por lo tanto de la eficiencia total del parque, con los regímenes de estabilidad de la CLA, es una práctica normal en la industria analizar la producción de los parques *a priori* considerando un comportamiento promedio diario y anual

cercano a la neutralidad. Esta práctica se justifica en el mayor esfuerzo computacional que requiere el uso de herramientas donde se consideren los diferentes regímenes de estabilidad, junto con el mayor conocimiento de las condiciones locales del recurso. En el caso de PER, el estudio de las mediciones en el mástil en la ubicación del parque eólico muestra que en más del 50% del tiempo la capa de atmósfera cercana a los aerogeneradores es neutral, caracterizada por una turbulencia de origen principalmente mecánico debida a la interacción con la rugosidad del suelo. En este caso, además, la frecuencia con que se observan condiciones estables es ligeramente mayor a la de las inestables, y si bien los efectos de ambas situaciones no se contrarrestan, el resultado final observado se asemeja notablemente al neutral. Este comportamiento podría no generalizarse a otras ubicaciones geográficas, pero parece representar adecuadamente las ubicaciones cercanas al PER en una de las regiones con mejor recurso eólico de la Patagonia Argentina.

Agradecimientos: Los autores desean agradecer a la Agencia Nacional de Promoción de la Investigación, el Desarrollo Tecnológico y la Innovación [PICT2013-1338], al Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas [PIP 11220120100480CO y becas doctorales GPND y MLM], a la empresa GENNEIA S.A. por facilitar la información del Parque Eólico Rawson y al tiempo de cómputo en el Clúster TUPAC brindado por el CSC-CONICET.

REFERENCIAS

- Bodine, D., Klein, P. M., Arms, S. C., y Shapiro, A. (2009). Variability of surface air temperature over gently sloped terrain. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 48(6):1117–1141.
- Cañadillas, B., Muñoz-Esparza, D., y Neumann, T. (2011). Fluxes estimation and the derivation of the atmospheric stability at the offshore mast FINO1. En *Scientific Proceedings of the 2011 European Wind Energy Association Offshore Conference and Exhibition, EWEA Offshore'11*. EWEA - European Wind Energy Association.
- Cúneo, L. M., Cerne, S. B., y Llano, M. P. (2018). Descripción preliminar de la velocidad y dirección del viento medio mensual en Trelew. *Meteorológica*, 44(1):66–80.
- Dörenkämper, M., Witha, B., Steinfeld, G., Heinemann, D., y Kühn, M. (2015). The impact of stable atmospheric boundary layers on wind-turbine wakes within offshore wind farms. *Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics*, 144:146–153.
- Doubrawa, P., Debnath, M., Moriarty, P. J., Branlard, E., Herges, T., Maniaci, D., y Naughton, B. (2019). Benchmarks for model validation based on lidar wake measurements. En *Journal of Physics: Conference Series*, volumen 1256, pp 012024. IOP Publishing.
- Han, X., Liu, D., Xu, C., y Shen, W. Z. (2018). Atmospheric stability and topography effects on wind turbine performance and wake properties in complex terrain. *Renewable energy*, 126:640–651.
- Mauritsen, T. y Svensson, G. (2007). Observations of stably stratified shear-driven atmospheric turbulence at low and high richardson numbers. *Journal of the atmospheric sciences*, 64(2):645–655.
- Navarro Diaz, G. P., Saulo, A. C., y Otero, A. D. (2019). Wind farm interference and terrain interaction simulation by means of an adaptive actuator disc. *Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics*, 186:58–67.
- Newman, J. y Klein, P. (2014). The impacts of atmospheric stability on the accuracy of wind speed extrapolation methods. *Resources*, 3(1):81–105.
- Schepers, J., Obdam, T., y Prospathopoulos, J. (2012). Analysis of wake measurements from the ecn wind turbine test site wieringermeer, ewtw. *Wind Energy*, 15(4):575–591.
- Sedefian, L. y Bennett, E. (1980). A comparison of turbulence classification

- schemes. *Atmospheric Environment* (1967), 14(7):741–750.
- Seguro, J. y Lambert, T. (2000). Modern estimation of the parameters of the weibull wind speed distribution for wind energy analysis. *Journal of wind engineering and industrial aerodynamics*, 85(1):75–84.
- Stull, R. B. (2000). *Meteorology for scientists and engineers*. Brooks/Cole.
- Waimann, C. (2016). Desarrollo de un sistema de pronóstico estocástico-dinámico de producción de energía eólica basado en el modelo WRF/CIMA. Tesis doctoral, Facultad de Ciencias Exactas y Naturales, Universidad de Buenos Aires.
- Wharton, S. y Lundquist, J. K. (2012). Assessing atmospheric stability and its impacts on rotor-disk wind characteristics at an onshore wind farm. *Wind Energy*, 15(4):525–546.