



Centro Regional del  
Clima para el Sur de  
América del Sur

Centro Regional do  
Clima para o Sul da  
América do Sul



Serie Reportes Técnicos – Reporte Técnico CRC-SAS-2015-001

## Descripción de índices para el monitoreo de sequía meteorológica implementados por el Centro Regional del Clima para el Sur de América del Sur

Guillermo Podestá

*University of Miami, Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Science, Miami, USA*

María de los Milagros Skansi

Natalia Herrera

Hernán Veiga

*Servicio Meteorológico Nacional, Buenos Aires, Argentina*

*Última actualización: 22 de mayo de 2020*

---

# 1 Introducción

La sequía es una manifestación dramática de la variabilidad del ciclo hidrológico del planeta (Bonsal et al., 2011) y es uno de los fenómenos climáticos más complejos que afectan a la sociedad y el medio ambiente (Wilhite, 1993). Su complejidad radica, en parte, en que no existe una variable física que se pueda medir para cuantificarla (Vicente-Serrano et al., 2012a). Por este motivo, se han desarrollado una serie de indicadores o métricas que permiten monitorear y cuantificar el comienzo, desarrollo y fin de una sequía; algunos de estos indicadores se describen en Heim (2002), Quiring (2009b) y Mishra y Singh (2010).

No existe una única definición de sequía, debido a que este fenómeno se identifica por sus efectos o impactos sobre diferentes tipos de sistemas (agricultura, recursos hídricos, ecosistemas, economía, etc.). Los principales tipos de sequías (Mishra y Singh, 2010) son:

- ✓ Meteorológica: escasez de precipitación. Este tipo de sequías es el causante de otro tipo de sequías;
- ✓ Agrícola: escasez de agua para satisfacer las necesidades de un cultivo;
- ✓ Hidrológica: deficiencia de la disponibilidad de agua de superficie y/o subterránea. Se desarrolla más lentamente, debido a que hay una diferencia temporal o retraso entre la falta de lluvia y la reducción de agua en arroyos, ríos, lagos, embalses, etc.; y
- ✓ Socioeconómica: escasez hídrica con consecuencias sociales y económicas desfavorables. Es una consecuencia de los otros tipos de sequía y es claramente económica.

La preparación efectiva contra la sequía y la mitigación de sus impactos requiere una capacidad adecuada para monitorear, entender y modelar este complejo fenómeno. Debido a la magnitud de sus impactos en la región, una de las principales líneas de trabajo del Centro Regional del Clima para el sur de América del Sur (CRC-SAS) es el desarrollo de un sistema de vigilancia y predicción de sequías.

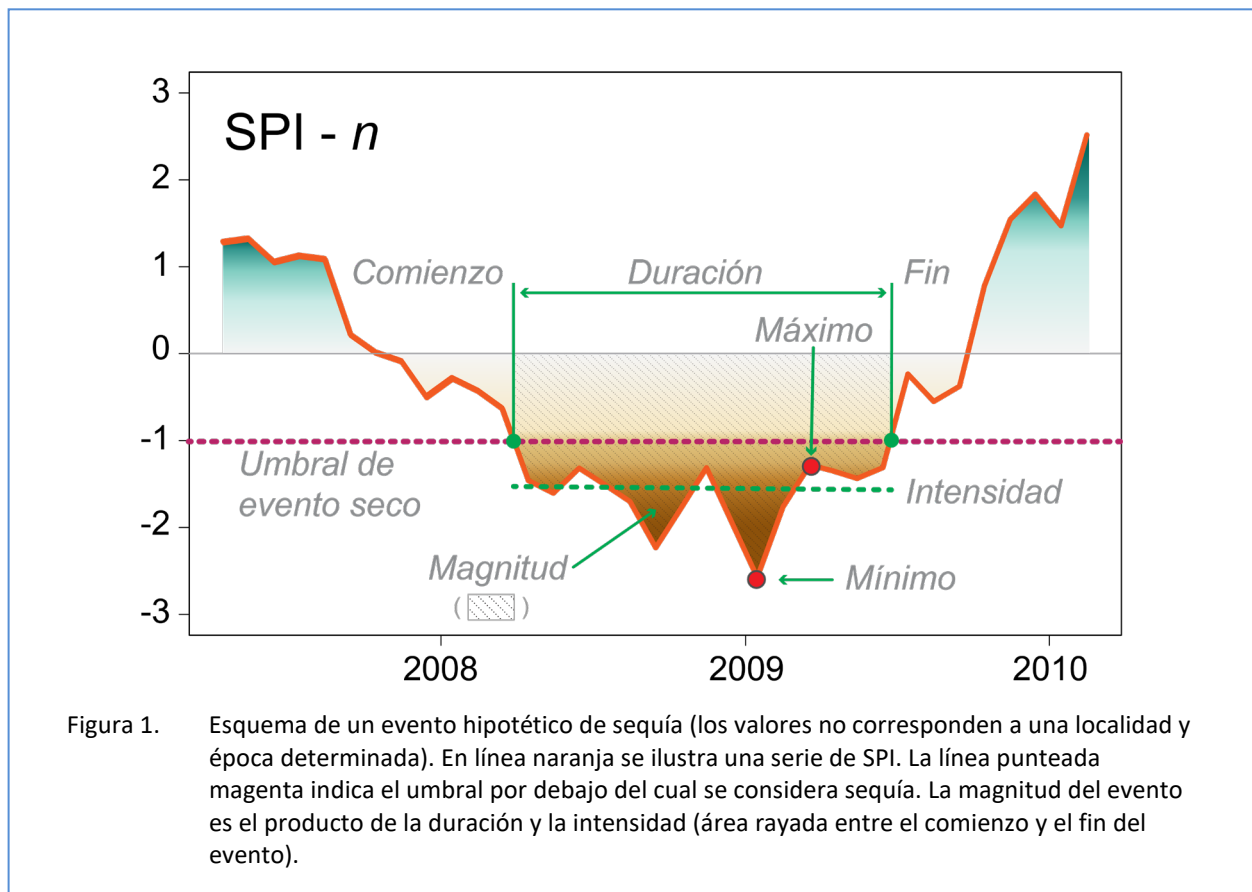
En abril de 2014 se realizó un taller en Buenos Aires, Argentina, financiado por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) que contó con la participación de personal técnico de las diferentes instituciones miembros del CRC-SAS. En esa reunión, se consensó la definición de una serie inicial de indicadores de sequía que serán rutinariamente calculados y diseminados por el CRC-SAS. Aunque algunos de los indicadores ya son producidos por instituciones de la región, puede haber diferencias entre países en la metodología de cálculo. La coordinación que permite el CRC-SAS asegurará que cada métrica sea calculada de la misma manera para toda la región. Los cinco índices o métricas de sequía que serán inicialmente producidos por el CRC-SAS son:

- ✓ SPI: Índice de precipitación estandarizado;
- ✓ SPEI: Índice de precipitación - evapotranspiración estandarizado;
- ✓ Deciles de precipitación;
- ✓ Categorías de precipitación definidas por INMET; y
- ✓ PPN: Porcentaje de precipitación normal.

Todos estos índices pueden ser utilizados para identificar el comienzo y fin de una sequía: se asume que los episodios de sequía comienzan cuando el índice considerado toma valores por debajo de un umbral dado, y finalizan cuando nuevamente se supera dicho umbral. Por ejemplo, Lloyd-Hughes y Saunders (2002) utilizan el SPI para detectar la ocurrencia de sequías, y consideran que una sequía moderada ocurre cuando  $SPI \leq -1$ , y que para una sequía extrema el umbral de SPI correspondiente es  $-2$ . De esta manera, las características importantes que pueden estimarse para una sequía (ver ) son:

- ✓ Duración: período durante el cual el índice se encuentra por debajo del umbral seleccionado;
- ✓ Intensidad: promedio de valores del índice durante el período en que el mismo está por debajo del umbral seleccionado; y
- ✓ Magnitud: acumulación del déficit por debajo del umbral seleccionado durante el período de la sequía – se estima como el producto de la duración y la intensidad.

Dado que un evento de sequía suele afectar simultáneamente áreas que se extienden más allá de la cobertura espacial de una única estación meteorológica (es decir, el área cuyas condiciones son bien representadas por las observaciones realizadas en la estación meteorológica), otro factor a tener en cuenta para caracterizar un evento seco es la extensión del área bajo sequía. Otras características que describen las sequías incluyen el tiempo desde el inicio hasta que se alcanza la máxima intensidad y el tiempo entre diferentes eventos (Mishra et al., 2009).



---

El propósito de este documento es describir el cálculo del conjunto inicial de indicadores de sequía seleccionados para la región y calculados por el CRC-SAS. Las ventajas y limitaciones de cada métrica se discutirán en detalle en las secciones siguientes, y se presentarán ejemplos del uso de los índices para identificar eventos secos en la región.

## 2 Características comunes de los índices de sequía

### 2.1 Series mensuales de precipitación y temperatura

Todos los índices que se describen en este documento están basados en series mensuales de precipitación (acumulado mensual) y temperaturas máxima y mínima (promedio mensual) desde enero de 1961 hasta el presente. En el caso de las temperaturas, el valor promedio para un mes determinado (por ejemplo, enero de 1981) está definido solamente si el mes no tiene más de 5 datos diarios faltantes, de los cuales no más de 3 faltantes pueden ser consecutivos. Para el caso de las precipitaciones, la restricción es algo más severa y sólo se permiten hasta 3 valores diarios faltantes dentro de un mes, sin importar la secuencia. Para ambas variables, si el cálculo no se puede realizar, el valor mensual se registra como “no disponible” (en la base de datos del CRC-SAS se registran estos valores como NULL).

Las series de valores mensuales pueden agregarse de acuerdo a las distintas escalas temporales para las cuales se calcula un índice determinado. El cálculo de índices de sequía con diferentes escalas temporales se discute en la Sección 2.2.

### 2.2 Cálculo de índices con diferentes escalas temporales

Los efectos de las sequías se manifiestan en diferentes escalas temporales, ya que las respuestas de diferentes sistemas hidrológicos y biológicos a las anomalías de precipitación varían mucho (Ji y Peters, 2003). Es decir, puede haber grandes diferencias en la duración de los déficits hídricos necesarios para causar impactos negativos en diferentes sistemas. Esto explica que, por ejemplo, puedan observarse condiciones de sequía en un sistema (por ejemplo, el caudal de un río) mientras que otro sistema (ej., cultivos agrícolas) presenta condiciones normales o, incluso, excesos hídricos (Vicente-Serrano et al., 2012b). Como la sequía es un fenómeno multiescalar, es necesario el uso de indicadores que puedan capturar adecuadamente las escalas temporales relevantes para detectar impactos negativos sobre los diferentes sistemas de interés (por ejemplo, el estado de cultivos, la profundidad del agua subterránea, los caudales de ríos, etc.).

Los índices de sequía producidos por el CRC-SAS se pueden calcular para distintas escalas temporales. Por lo tanto, tienen la flexibilidad para representar la naturaleza multiescalar de las sequías y se adaptan mejor al estudio de los distintos tipos de impactos. Estos índices han demostrado ser más adecuados para analizar distintos impactos que los índices que no tienen esta característica multiescalar (por ejemplo, el índice de Palmer).

Las diversas escalas temporales permiten analizar los distintos tipos de sequía, por lo cual los índices se pueden usar en el ámbito de la meteorología, la agricultura y la hidrología superficial y subterránea. Por ejemplo, la sequía agrícola ha podido ser bien representada por las escalas de 2 y 3 meses, mientras que la escorrentía en los flujos de agua ha sido bien descrita por medio de las escalas de 2 a 6 meses. Se han encontrado asociaciones entre la variación del nivel de la napa freática y los valores de los índices con escalas de 6 a 24 meses.

Un ejemplo de los valores de un índice de sequía (SPI) para distintas escalas temporales se muestra en la Figura 2. Las escalas más cortas muestran mayor variabilidad del índice, mientras que las escalas más

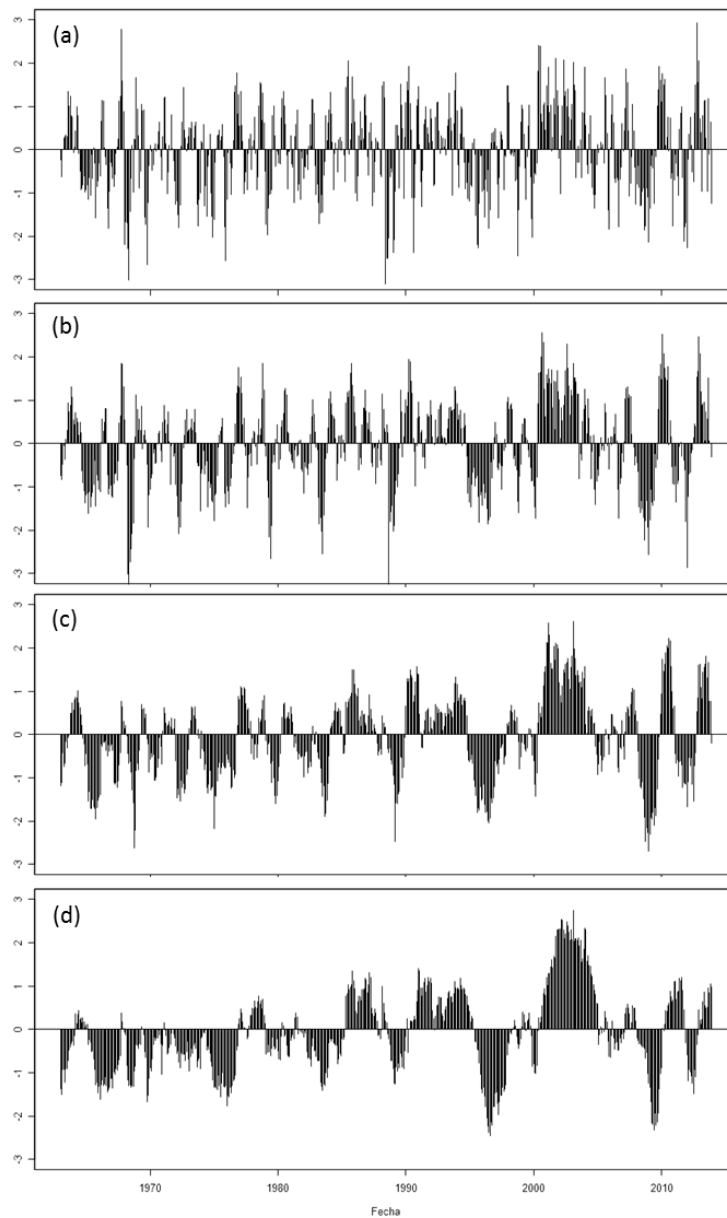


Figura 2. Ejemplo de un índice de sequía (SPI) para distintas escalas temporales: (a) 3, (b) 6, (c) 12 y (d) 18 meses, para Buenos Aires, Argentina.

largas tienen un comportamiento más suavizado. Por ejemplo, si en un período seco se registran dos meses consecutivos con precipitaciones abundantes, los índices en las escalas más cortas pueden tomar valores positivos, mientras que los índices en las escalas más largas continúan reflejando condiciones secas. El análisis con escalas más largas puede evitar la conclusión errónea de que una sequía ha finalizado, cuando en realidad sólo ha ocurrido un período húmedo transitorio. Más detalles sobre las diferentes escalas temporales y sus aplicaciones e interpretaciones se encuentran en la *Guía del usuario del SPI* elaborada por la Organización Meteorológica Mundial, OMM (World Meteorological Organization 2012).

---

La Guía hace referencia exclusivamente al SPI, pero la discusión sobre escalas temporales se puede aplicar a cualquiera de los demás índices.

Las escalas más apropiadas para el cálculo de los índices de sequía varían entre 1 y 24 meses (Guttman, 1994; Guttman, 1999). El CRC-SAS calcula índices para las siguientes escalas temporales: 1, 2, 3, 6, 9, 12, 18, 24, 36 y 48 meses. Los índices para cada escala temporal se basan en las series de precipitaciones acumuladas para esa escala. Por ejemplo, para calcular un índice con una escala de 6 meses para mayo de 2003, se considera la suma de los valores mensuales de precipitación desde diciembre de 2002 hasta mayo de 2003. De la misma forma, se puede realizar el cálculo para las otras escalas temporales. Para el cálculo del SPEI, que requiere temperaturas máximas y mínimas para estimar la evapotranspiración, se usa el promedio de estas temperaturas para cada escala temporal. Siguiendo con el ejemplo anterior, el cálculo de SPEI para una escala de 6 meses para mayo de 2003 utilizará los promedios mensuales de temperaturas máximas y mínimas desde diciembre de 2002 hasta mayo de 2003.

### 2.3 Período de referencia

Para el cálculo de los diferentes índices de sequía, generalmente es necesario estimar parámetros o cuantiles de la distribución empírica o teórica de la precipitación. Esta estimación se puede repetir cada vez que se agregan datos nuevos a las series. La desventaja de esta aproximación es que los valores previos de un índice cambian a medida que las series se extienden, ya que cada vez el ajuste o estimación se hace con series diferentes (más largas). Una alternativa para evitar que los valores anteriores cambien constantemente es utilizar un período de referencia fijo para estimar parámetros o cuantiles necesarios. El uso de un período de referencia implica que, al agregar más registros a las series climáticas, los valores anteriores no cambiarán ya que los índices se calculan a partir de parámetros o cuantiles que no cambian.

Es deseable que el período de referencia contenga la mayor parte de la variabilidad de las series climáticas. La ventaja de contar con registros largos es que permiten capturar oscilaciones de baja frecuencia (épocas secas y húmedas asociadas con la variabilidad climática multidecádica). Los registros más cortos, en cambio, podrían contener sólo parte de esa variabilidad, y los valores de un índice podrían estar sesgados por el uso de un período de referencia seco o húmedo. Por ejemplo, los valores de SPI calculados usando diferentes períodos de referencia pueden resultar distintos, especialmente para escalas de tiempo más largas y en las sequías más intensas (Wu et al., 2005). Esto puede llevar a un uso indebido de la información del índice o a decisiones incorrectas.

Las series de SPI-6 (o sea, el SPI para una escala de 6 meses) en Buenos Aires, Argentina, toman valores diferentes (Figura 3) si se usa un período de referencia más húmedo (1991-2010) u otro más seco (1961-1990). La Figura 3b muestra que la diferencia entre las dos series (la calculada con el período más húmedo menos la calculada con el período más seco) es generalmente negativa, lo que indica que un período de referencia más húmedo resulta en que las sequías se interpretan como más extremas. Las diferencias más marcadas en el SPI-6 se observan en los valores de abril y mayo –que reflejan lluvias totales de noviembre a abril y de diciembre a mayo, respectivamente–. Estos son los meses en que ha habido mayor variabilidad temporal en las lluvias y, por lo tanto, la selección de un período de referencia seco o húmedo causa diferencias mayores en los valores. Un análisis similar para dos regiones de Brasil confirma la sensibilidad del SPI al período de referencia adoptado (Blain et al., 2009).

Para el cálculo de índices de sequía idealmente se desearía contar con 50-60 años de datos, para que las estimaciones resultantes sean estadísticamente robustas. Por ejemplo, McKee et al. (1993) sugieren que para el cálculo del SPI es ideal tener series de precipitación de al menos 30 años continuos. Sin embargo, Guttman (1994) indica que para el ajuste de los parámetros de la distribución teórica utilizada para el

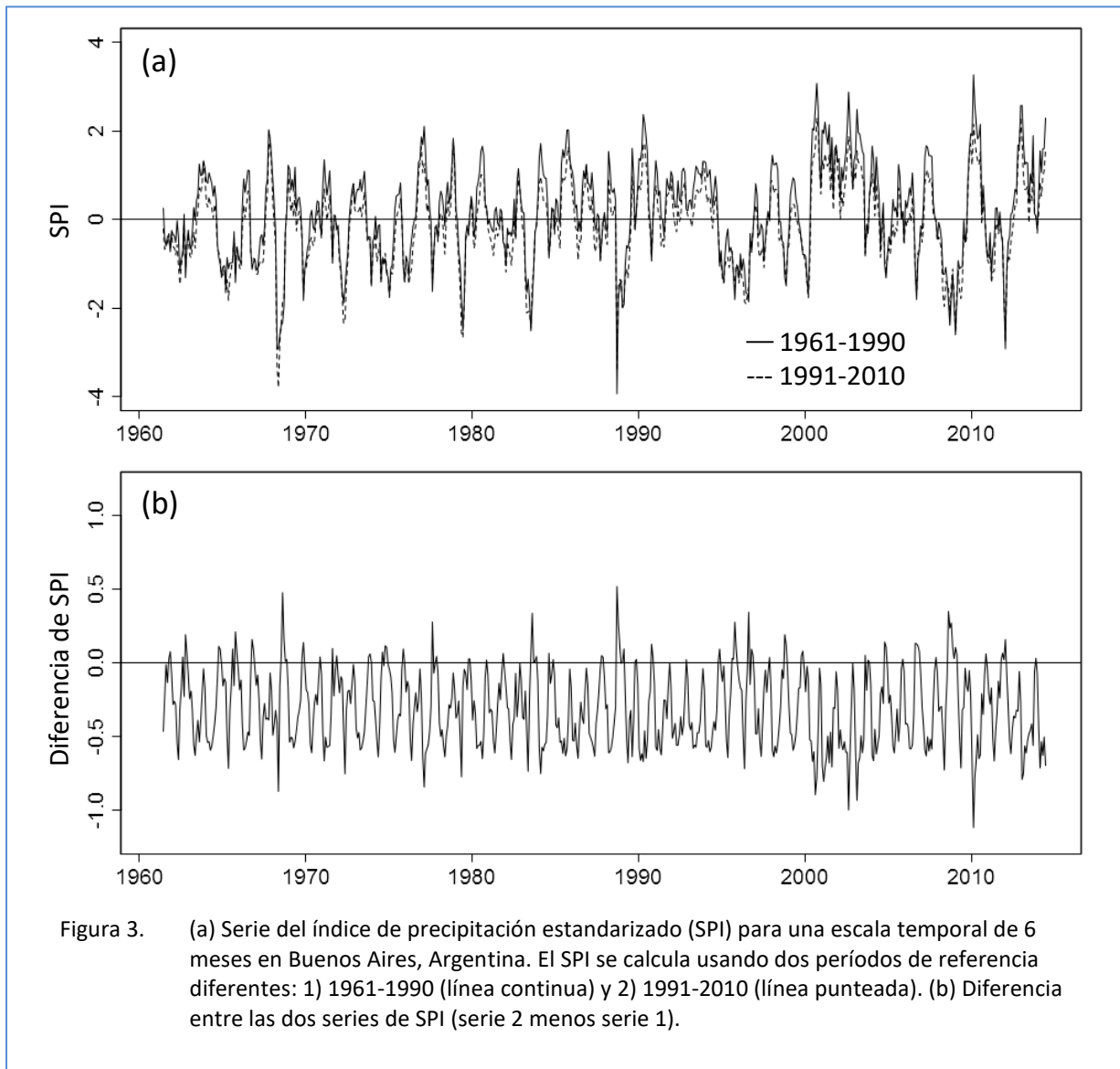


Figura 3. (a) Serie del índice de precipitación estandarizado (SPI) para una escala temporal de 6 meses en Buenos Aires, Argentina. El SPI se calcula usando dos períodos de referencia diferentes: 1) 1961-1990 (línea continua) y 2) 1991-2010 (línea punteada). (b) Diferencia entre las dos series de SPI (serie 2 menos serie 1).

cálculo del SPI (ver Sección 3.4) se necesitan series de 40-60 años y de 70-80 años para asegurar la estabilidad de los extremos en la distribución. Para el cálculo de todos los índices de sequía producidos por el CRC-SAS se definió 1971-2010 (es decir, 40 años) como período de referencia, ya que a partir de 1971 se cuenta con mayor información para la región (más estaciones meteorológicas y menos valores faltantes).

## 2.4 Características deseables de los índices de sequía

Un índice de sequía debería reunir una serie de características deseables. Keyantash y Dracup (2002) definen seis propiedades para la evaluación de los índices: (1) robustez (se refiere a la habilidad del índice para analizar la sequía en un amplio rango de condiciones climáticas), (2) tratabilidad (considera los aspectos prácticos del índice), (3) transparencia (representa la claridad en el objetivo y la base lógica detrás del índice), (4) sofisticación (mide la complejidad del índice), (5) extensibilidad (es la habilidad del

---

índice para extenderse en el tiempo, de modo que tenga un contexto histórico) y (6) dimensionalidad (mide la facilidad de comparar el índice espacial y temporalmente).

Keyantash y Dracup (2002) asignan pesos a cada una de estas características y evalúan varios índices, encontrando que el SPI es el mejor indicador para sequías meteorológicas. Quiring (2009a) evalúa las mismas propiedades para siete índices de sequía utilizados en Estados Unidos. Los índices con mejor puntaje fueron SPI y deciles/percentiles, seguidos por el *porcentaje de precipitación normal (PPN)*. En el sur de Sudamérica, Rivera (2014) comparó el desempeño de seis índices de sequía basados en datos de precipitación, concluyendo que el índice más adecuado es el SPI.

## 2.5 Frecuencia de cálculo de índices de sequía

Hasta recientemente, los índices de sequía se calculaban operativamente para el final de cada mes calendario (Figura 4, fila *a*), con períodos de acumulación de lluvia que constituyen la escala de dichos índices. De acuerdo con este enfoque, por cada mes del año se obtenía un valor de índice. Por ejemplo, para conocer el valor del SPI con una escala de 2 meses (SPI-2) para Bahía Blanca en mayo de 2017, se considera la suma de los totales mensuales de lluvia de abril y mayo de 2017 (2 meses) de esa localidad. El índice se obtiene poniendo dicha suma en el contexto de los totales de lluvia de todos los abril y mayo existentes en el registro histórico. El siguiente índice solo puede calcularse para el mes próximo, ya que este es el menor “paso” posible entre datos, y así la ventana de ancho dos meses se desplaza un mes para volver a hacer el cálculo.

Sin embargo, para algunos usuarios, un mes entre actualizaciones representa un período demasiado extenso. La actualización frecuente ofrece nuevos valores de índices/escalas cada 5 días, o *péntadas*. Todos los meses tienen 6 péntadas. Las cinco primeras péntadas dentro de un mes tienen una duración de 5 días, en tanto que la sexta y última péntada puede tener 3, 4, 5 o 6 días, según se trate de un mes de 28, 29, 30 o 31 días, respectivamente. Por ejemplo, la primera péntada de un mes incluye los días 1 a 5 de ese mes, la segunda péntada los días 6 a 10 y así sucesivamente (Figura 4).

Una ventaja de esta definición es que las péntadas no cruzan límites de meses, lo que hace fácil la agregación de datos a diferentes escalas. Así, el cálculo del total mensual de precipitación es igual a la suma de los totales de las 6 péntadas del mes y el SPI-2 del ejemplo utilizado más arriba puede calcularse en función de péntadas y no de meses. Como resultado, el “paso” más pequeño que ahora puede aplicarse es de una péntada y la ventana con ancho de dos meses puede desplazarse acordemente de péntada en péntada. Se obtienen 6 diagnósticos de las condiciones de sequía por cada mes, en lugar de uno solo. Con esto se busca dar respuesta a la necesidad de los usuarios de contar con diagnósticos de actualización frecuente.

La nueva forma de cálculo también tiene otras ventajas menos obvias. Cuando se caracterizan los eventos de sequía, una métrica que se utiliza es la duración de cada evento. Con valores mensuales, estas duraciones tienen valores discretos de 1, 2, 3,...,N meses. Con el cálculo frecuente, en cambio, las duraciones siguen siendo discretas, pero tienen una resolución temporal mucho más fina. A la vez, la mayor resolución temporal hace que las estimaciones de probabilidades bivariadas (por ej., la probabilidad combinada de una sequía de magnitud X y duración 3.6 meses) sean mucho mejores.

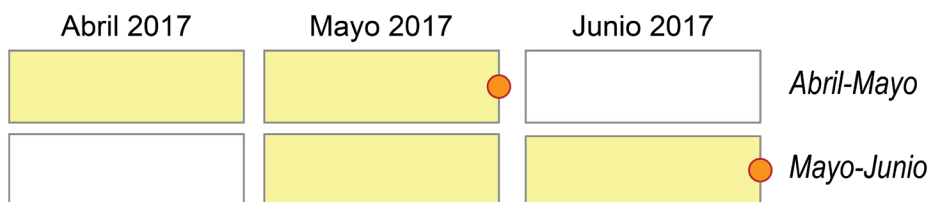
## 3 Índices de sequía calculados por el CRC-SAS

En esta sección se describirán los cinco índices de sequía actualmente calculados por el CRC-SAS. Todos los índices descritos se pueden calcular para diferentes escalas temporales, como se explica en la Sección 2.2. Los índices se presentarán en orden de complejidad y facilidad de interpretación.



La descripción incluirá, para cada índice, el origen y desarrollo, el método de cálculo y algunos ejemplos de aplicación del índice en distintas regiones del mundo. También se discutirán las principales ventajas, desventajas, limitaciones y las consideraciones para su uso e interpretación.

### *SPI-2 Cálculo mensual*



### *SPI-2 Cálculo por péntadas*

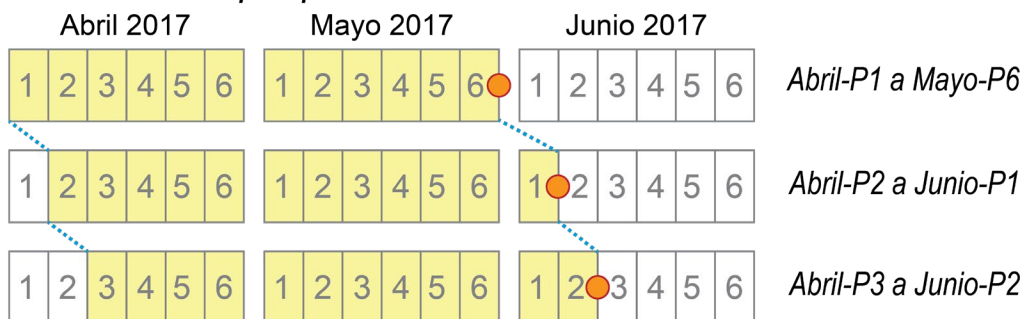


Figura 4. Ejemplo de cálculo mensual y por péntadas del SPI-2 (2 meses) para Bahía Blanca en mayo de 2017 (desplazamientos, líneas punteadas azules; en amarillo, datos de lluvia).

#### *Cálculo mensual*

Fila (a): En amarillo, los datos de lluvia que se incluyen en el cálculo del SPI-2. Es decir que el valor del índice se actualiza al final de cada mes calendario (círculos anaranjados indican cuándo el índice está disponible). Como puede verse, el período abarcado es igual al de la fila (c).

Fila (b): El siguiente valor de SPI-2 se calcula a fin de junio de 2017, un mes después. Se incluye en el cálculo la suma de totales de lluvia de mayo-junio 2017 (marcados con amarillo).

#### *Cálculo por péntadas*

Fila (c): El valor del SPI-2 para mayo 2017 en Bahía Blanca se calcula para fin de mes, es decir para la sexta péntada (26 al 31 de mayo de 2017, mayo-P6). Para ello, se utiliza el total de precipitación desde la primera péntada de abril 2017 (1-5 abril 2017, abril-P1) hasta la sexta péntada de mayo. Las 12 péntadas incluidas en el cálculo se indican en amarillo. Este intervalo coincide con el intervalo de la fila (a), por lo que se desprende que ambos índices son iguales.

Fila (d): El grupo de 12 péntadas se desplaza una péntada hacia adelante. Ahora el período de cálculo incluye las 12 péntadas entre abril-P2 y junio-P1. Si bien se mantiene la escala temporal de 2 meses, ya no coincide con los meses calendario: comienza el 6 mayo 2017 y termina el 5 junio 2017.

Fila (e): Vuelve a desplazarse en una péntada el período de cálculo del SPEI-2. Ahora el cálculo incluye el período entre el 11 de abril y el 10 de junio de 2017.

---

### 3.1 Porcentaje de precipitación normal

Uno de los índices de sequía más utilizado es el *porcentaje de precipitación normal* (PPN), dado que es uno de los más simples de calcular y su interpretación es muy intuitiva. El PPN también puede ser utilizado como un índice de exceso de precipitación.

El PPN se calcula como el cociente entre la precipitación observada (para un mes/año y una escala temporal determinada) y el valor “normal” correspondiente al mismo mes y escala en el período de referencia. A esta división se la multiplica por 100, y de esta forma el resultado queda expresado en porcentaje. Los valores porcentuales menores que 100 % indican déficit, y los mayores que 100 % indican excesos; los valores próximos al 100 % sugieren valores cercanos al promedio histórico.

Debido a la cantidad de estaciones con registros cortos y/o valores faltantes en la base de datos del CRC-SAS, se calcula el valor “normal” de precipitación si hay (a) al menos 25 valores (de los 40 posibles en el período de referencia) y (b) no más de 5 valores mensuales faltantes consecutivos en la serie correspondiente a cada mes del año de una estación/escala. En caso contrario, los valores de PPN se registran como faltantes.

Varios autores han utilizado este índice para estudiar el comportamiento de las sequías, comparándolo también con otros índices (Dogan et al., 2012; Hayes, 2000; Morid et al., 2006; Smakhtin y Hughes, 2007). Dentro de la región del CRC-SAS, el PPN se utiliza de manera operativa en Uruguay [<http://www.meteorologia.gub.uy/ServCli/mapasPrecip>].

Una desventaja del PPN es que los valores extremos de precipitación pueden influir indebidamente en el valor “normal” y en consecuencia afectar los valores del índice. Por ejemplo, para el mes de agosto en La Quiaca (estación ubicada en el noroeste de Argentina) con período de referencia 1971-2010, la precipitación media es 1.3 mm y la mediana es 0 mm, dado que en la mayoría de los años no se observan precipitaciones durante agosto. En agosto de 1993 llovieron 20.3 mm, lo cual implicaría un PPN = 1477 %, valor que no es razonable. De la misma forma, el PPN para todos aquellos años en los que no se hubieran registrado precipitaciones durante agosto (es el caso de ocurrencia más probable) tendría un valor igual a -100 %, otro valor no razonable.

### 3.2 Deciles de precipitación

Las sequías también pueden ser caracterizadas mediante los *deciles de precipitación*, que dividen la distribución de precipitaciones acumuladas para una determinada escala temporal en 10 categorías con una probabilidad de ocurrencia aproximadamente igual. Los deciles fueron utilizados por primera vez para el estudio de sequías en Australia por Gibbs y Maher (1967).

Para el cálculo de los deciles de precipitación primero se calculan los totales de precipitación para cada mes/año y escala temporal dentro del período de referencia y se ordenan de menor a mayor. Luego, se estiman los percentiles 10, 20, 30, 40, 50, 60, 70, 80 y 90 (denominados p10, p20, ..., p90) para la distribución de lluvias de cada mes. Estos percentiles separan las lluvias en 10 categorías que denominamos deciles. Por ejemplo, el primer decil contiene el 10 % inferior de los datos de la serie ordenada de menor a mayor. Finalmente, se asignará cada valor de precipitación en la serie completa al decil correspondiente.

Debido a la cantidad de estaciones con registros cortos y/o valores faltantes en la base de datos del CRC-SAS, se estiman los percentiles si hay al menos 20 valores (de los 40 posibles en el período de referencia) en la serie correspondiente a cada mes del año de una estación/escala. En caso contrario, los valores de deciles de precipitación se registran como faltantes.

---

Los percentiles que separan las categorías pueden estimarse de diferentes maneras. Una forma es dividiendo en 10 partes aproximadamente iguales la serie histórica ordenada de menor a mayor para cada mes y escala temporal en el período de referencia. Una forma alternativa para la estimación de percentiles es el uso del método “*bootstrap*” (Efron y Tibshirani, 1993). En este procedimiento, se construyen 1000 series posibles del mismo largo que la serie histórica remuestreando la serie original con reposición. Para cada una de las 1000 series remuestreadas, se estiman los percentiles 10, 20, 30, 40, 50, 60, 70, 80 y 90 y luego se calcula el valor promedio de todas las muestras para cada percentil. El remuestreo produce un sesgo, que se corrige mediante el procedimiento ilustrado por Naumann et al. (2012).

Otros autores utilizaron deciles para estudiar sequías, comparándolo con otros índices (Barua et al., 2011; Keyantash y Dracup, 2002; Lana y Burgueno, 2000; Morid et al., 2006; Pandey et al., 2008; Smakhtin y Hughes, 2007). Keyantash y Dracup (2002) consideran a los deciles como uno de los índices más apropiados para monitorear los distintos tipos de sequía (meteorológica, hidrológica y agrícola).

Una de las principales ventajas de este índice es que es relativamente sencillo de calcular y no presupone ninguna distribución teórica para las precipitaciones.

### 3.3 Categorías de precipitación (INMET)

Otro de los índices que calcula el CRC-SAS son las *categorías de precipitación* definidas por el Instituto Nacional de Meteorología de Brasil (INMET). Este método fue desarrollado por Xavier (2001), buscando describir mejor los valores extremos. Es utilizado actualmente a nivel operativo por el INMET [<http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=clima/quantis2>].

El cálculo de las categorías de precipitación es similar al cálculo de los deciles. La diferencia se encuentra en los percentiles que sirven como límites entre las diferentes categorías, que en este caso son los percentiles 5, 15, 33, 66, 85 y 95. Estos percentiles se estiman utilizando remuestreo como se describe en la Sección 3.2.

Como en el caso de deciles, se estiman los percentiles si hay al menos 20 valores (de los 40 posibles en el período de referencia) en la serie correspondiente a cada mes del año de una estación/escala. En caso contrario, los valores de categorías de precipitación se registran como faltantes.

### 3.4 Índice de precipitación estandarizado (SPI)

El *índice de precipitación estandarizado* (IPE, o SPI por sus siglas en inglés) cuantifica las condiciones de déficit o exceso de precipitación en un lugar y para una escala determinada de tiempo. El SPI fue desarrollado por McKee et al. (1993) con la finalidad de mejorar la detección del inicio y el monitoreo de la evolución de las sequías meteorológicas (definidas únicamente en función de la precipitación).

Varios autores analizan las ventajas y desventajas de ambas distribuciones en distintas regiones, no habiendo una única distribución recomendada para el cálculo del SPI. Algunos trabajos recomiendan la distribución Pearson III, por ejemplo Blain (2011) para San Pablo (Brasil), Wu et al. (2007) y Guttman (1999) para Estados Unidos y Kumar et al. (2009) para India. Otros autores recomiendan el uso de la distribución gamma, por ejemplo Thom (1968) para Estados Unidos, Lloyd-Hughes y Saunders (2002) para Europa y Angelidis et al. (2012) para Portugal. En algunos casos, no se encuentran diferencias entre estas dos distribuciones (Soto et al. (2005) para México).

El CRC-SAS utiliza la distribución gamma debido a que ajusta adecuadamente las distribuciones empíricas de los totales de la precipitación para la mayoría de meses/estaciones considerados, y además porque requiere solamente dos parámetros: alfa ( $\alpha$ , parámetro de forma) y beta ( $\beta$ , parámetro de escala). Uno de los métodos utilizados por el CRC-SAS para ajustar estos parámetros se denomina *unbiased sample*

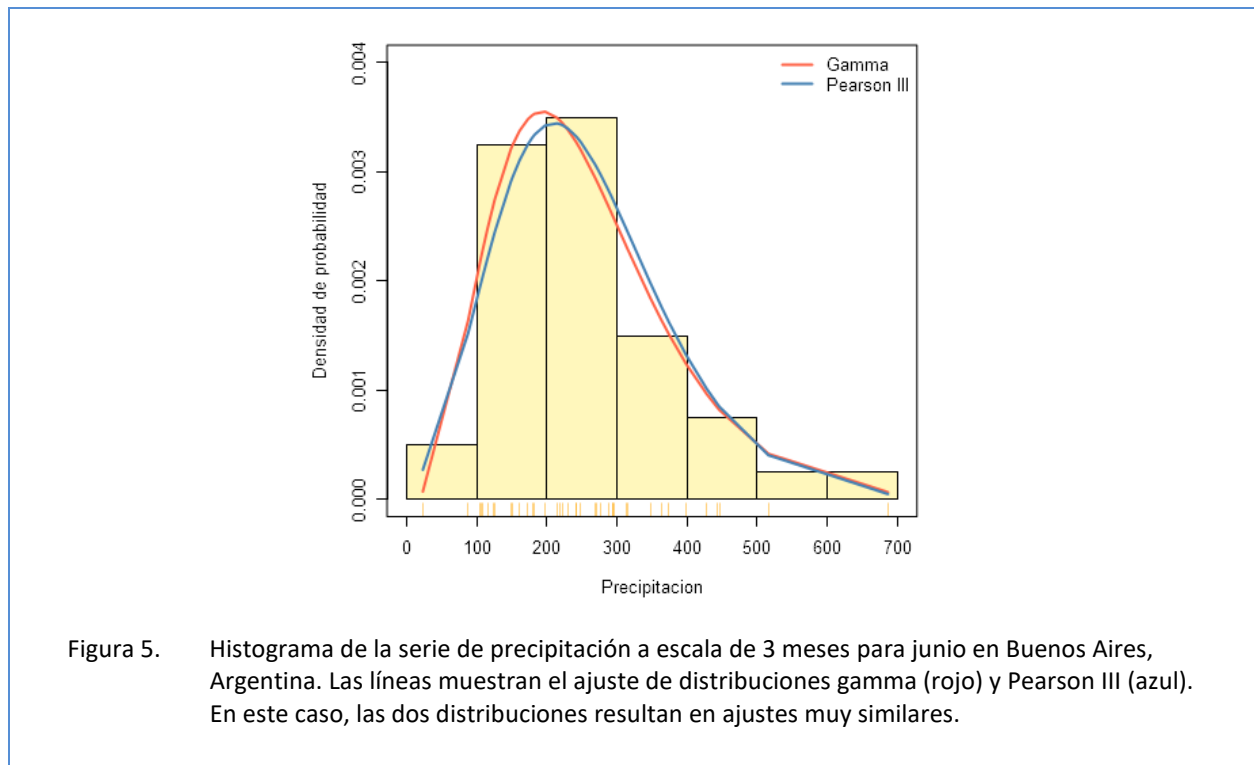
*probability-weighted moments* (Hosking, 1990), está basado en L-momentos y su uso es recomendado por Beguería et al. (2013). El usuario de valores de índices provistos por el CRC-SAS puede seleccionar parámetros estimados con diferentes métodos: el método utilizado por defecto es una estimación de valores iniciales de parámetros por L-momentos, seguido de una estimación final de los valores por máxima verosimilitud.

El primer paso para el cálculo del SPI es calcular los totales acumulados de precipitación correspondientes al mes/año y escala temporal deseada (ver Sección 2.2). Luego, se ajusta una distribución teórica a los totales de cada mes en el período de referencia. Para realizar este ajuste se excluyen los valores de precipitación iguales a 0 (Husak et al., 2007). Como se discutió más arriba, existen varias distribuciones teóricas que se pueden utilizar para el ajuste. La Figura 5 muestra el ajuste de dos distribuciones alternativas - gamma y Pearson III para lluvias en abril, mayo y junio en Buenos Aires, Argentina.

### 3.4.1 Interpretación de los parámetros de distribuciones gamma

Una vez estimados, los parámetros de la distribución gamma se pueden utilizar para describir los regímenes de precipitación para una ubicación. Para ilustrar la variedad de formas que puede tomar la distribución gamma, la Figura 6 muestra seis ejemplos adaptados de Husak et al. (2007), correspondientes a combinaciones distintas de los parámetros de forma y escala; sin embargo, todas las distribuciones tienen la misma precipitación media de 20 mm. Los parámetros definen una distribución única, a partir de la cual se pueden estimar estadísticos tales como la media, la mediana y la varianza.

La distribución gamma requiere que tanto el parámetro de forma como el de escala sean interpretados simultáneamente (Husak et al., 2007). Alfa describe la forma de la curva, y beta describe la dispersión de los valores a lo largo del eje x (Wilks, 1995). Áreas con valores iguales de alfa y distintos valores de beta tienen diferente densidad de probabilidad para describir la precipitación.



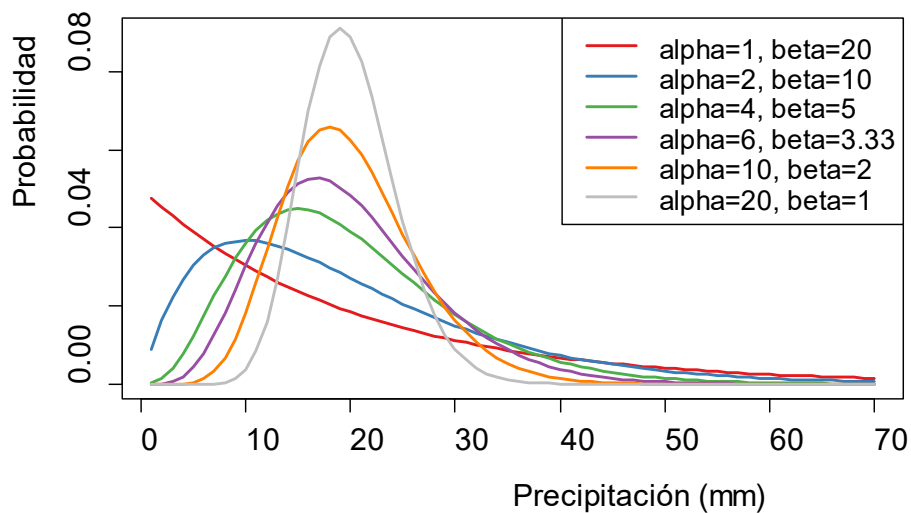
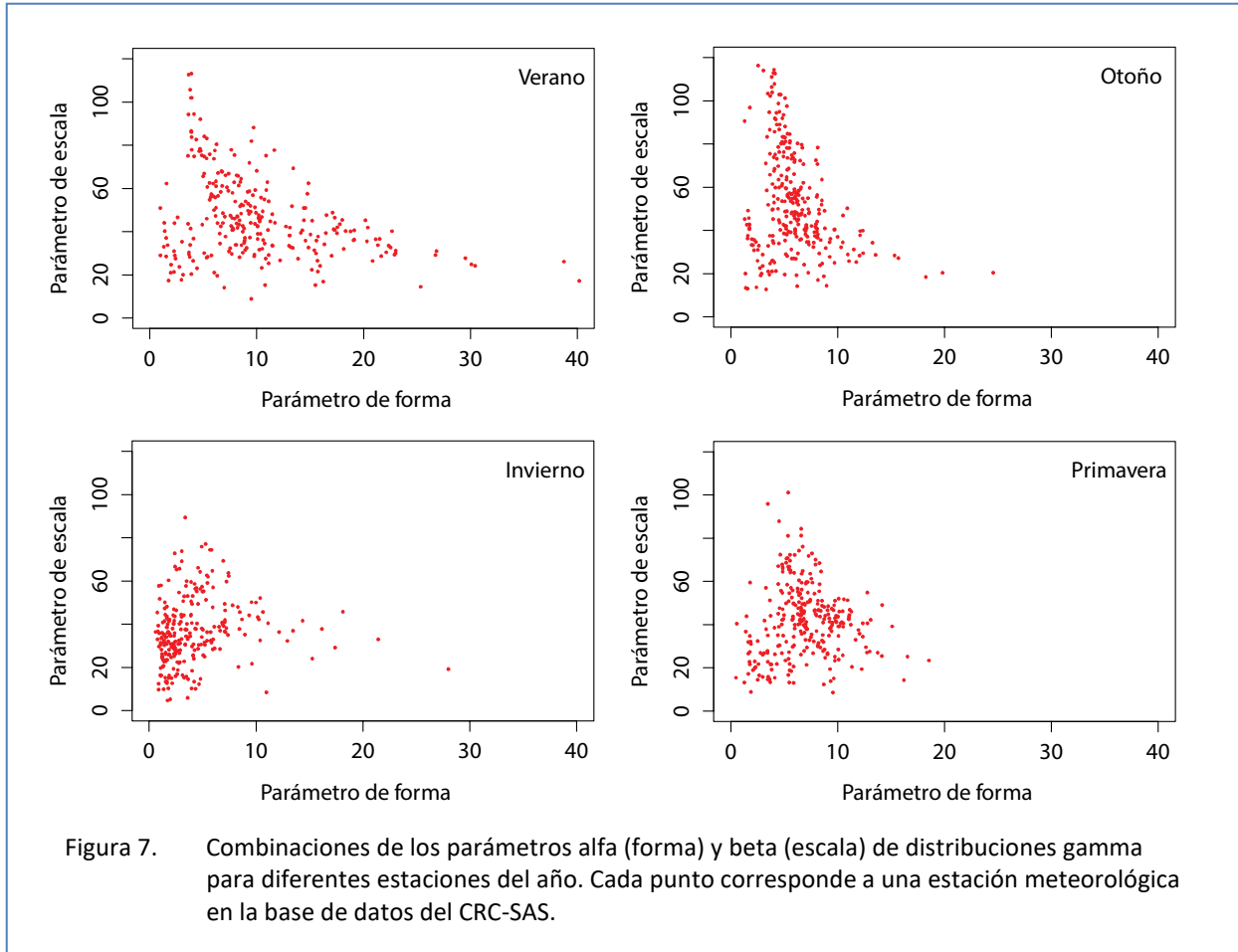


Figura 6. Ejemplo de seis distribuciones gamma con diferentes combinaciones de parámetros alfa y beta. Pese a las diferentes formas, todas las distribuciones tienen una precipitación media de 20 mm (adaptado de Husak, 2007).

Las distribuciones con valores bajos de alfa son muy asimétricas y con gran densidad de probabilidad en la cola izquierda de la distribución; en general estas distribuciones son típicas de zonas secas. Las distribuciones con valores altos de alfa son más simétricas y generalmente están asociadas a zonas más húmedas (es decir, con una precipitación media mayor). Las distribuciones con valores altos de beta –que generalmente coinciden con valores bajos de alfa en la Figura 6– pueden indicar mucha variabilidad de la precipitación en una región relativamente seca, mientras que valores más bajos de beta pueden indicar poca variabilidad de la precipitación en áreas más húmedas. Los valores de los parámetros pueden variar tanto espacial como temporalmente (Figura 7). Por ejemplo, para el verano, más del 20% de las estaciones en la base de datos del CRC-SAS presentan valores de alfa mayores que 15, mientras que en primavera solo el 1% de las estaciones supera ese valor.

Los mapas de valores de los parámetros (Figura 8) dan un contexto espacial de la distribución de la precipitación y sus valores. A nivel conceptual, la distribución gamma que tiene valores altos de alfa junto con valores bajos de beta, está asociada a precipitaciones consistentes y pocos eventos extremos. La precipitación tiende a estar distribuida simétricamente, indicando que los valores más húmedos que lo normal son igualmente probables que valores más secos que lo normal. Un ejemplo de esto se observa en el norte de Brasil (al sur de 10°S) para el verano (Figura 8, izquierda). En cambio, si la distribución gamma tiene valores bajos de alfa junto con valores altos de beta, describe zonas donde la variación de la precipitación es bastante más grande en comparación con la media, y está asociada a mayor cantidad de eventos extremos. Un ejemplo de esto se observa en verano en el oeste de Uruguay (Figura 8, centro).

A su vez, la distribución gamma con valores bajos tanto de alfa como de beta está asociada a valores de precipitación muy baja. Por ejemplo, esto ocurre en invierno en la zona norte de Chile, noroeste de Argentina y al norte de 20°S sobre Brasil (Figura 8, derecha, donde la probabilidad de tener valores de precipitación iguales a 0 mm es del 9.1%). En esta zona, la probabilidad de precipitación igual a 0 es generalmente alta en el invierno.



### 3.4.2 Influencia de la longitud de las series en la estimación de parámetros

Como se discutió en la Sección 2.2, el ajuste de los parámetros es más robusto cuando las series son más largas (Guttman, 1994). Para el cálculo de todos los índices de sequía producidos por el CRC-SAS se definió la serie 1971-2010 como período de referencia, ya que a partir de 1971 se cuenta con mayor información para la región (más estaciones meteorológicas y menos valores faltantes). De esta forma se cuenta con 40 años de información para la estimación de los diferentes parámetros o percentiles. El problema surge debido a que existen estaciones con registros más cortos y/o valores faltantes. El objetivo de esta sección es evaluar las incertezas en el cálculo del SPI asociadas con la longitud de la serie utilizada para estimar parámetros de una distribución gamma. Una serie de registros históricos corta o incompleta plantea problemas, y las series con menos valores pueden introducir dispersión significativa en los valores de los parámetros estimados. Se evalúa aquí la longitud mínima de una serie a partir de la cual el ajuste de la distribución gamma para el cálculo del SPI produce resultados relativamente estables (o sea, los valores de los parámetros varían poco).

Para explorar la sensibilidad de los parámetros de la distribución gamma a distintas longitudes de serie, se seleccionaron estaciones de distintas zonas climáticas dentro de la región del CRC-SAS que no tuvieran precipitaciones faltantes dentro del período de referencia. Se sumaron los valores mensuales de lluvia

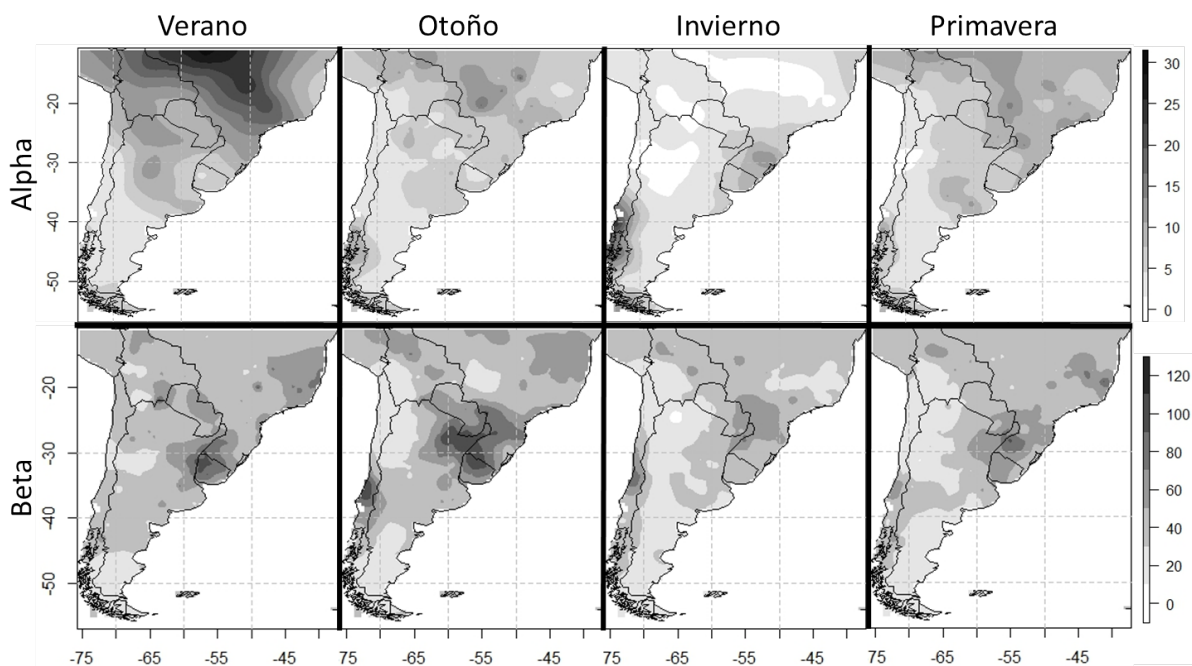
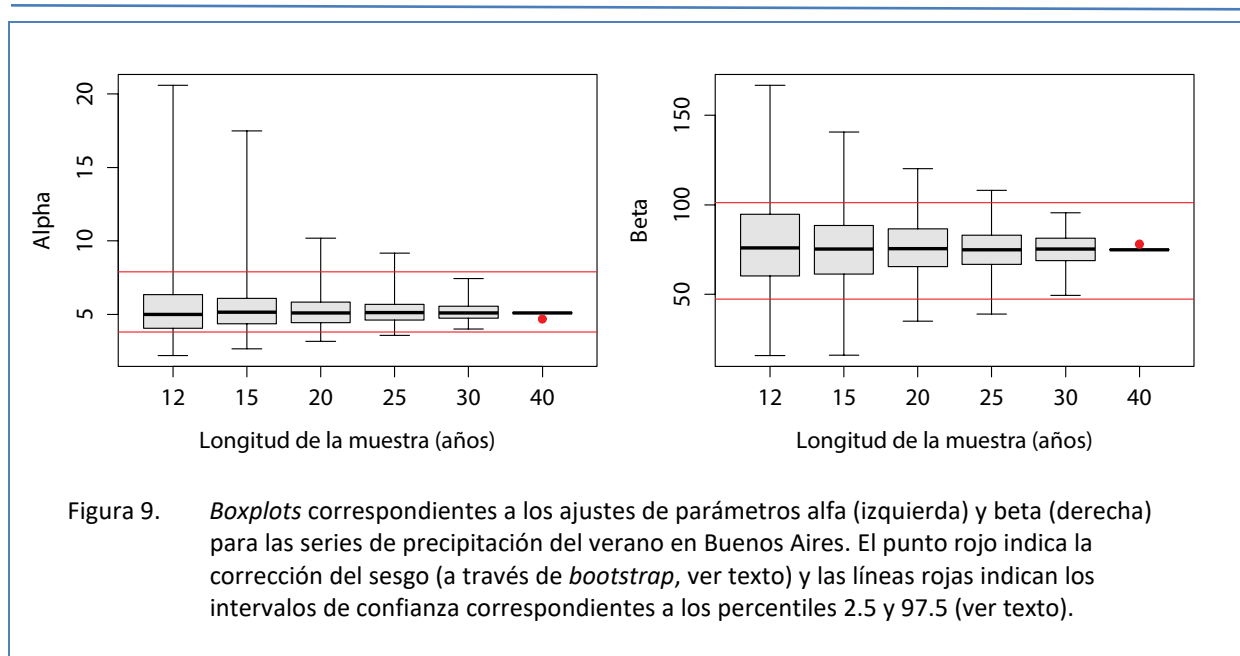


Figura 8. Valores de parámetros alfa (fila superior) y beta (fila inferior) correspondientes a los ajustes de la distribución gamma a las precipitaciones estacionales. El verano se define como los meses de diciembre a febrero, y así sucesivamente.

para construir totales separados para verano (diciembre-enero-febrero) e invierno (junio-julio-agosto); de esta forma se obtienen dos series de escala temporal 3 meses (verano e invierno) con 40 valores (1971-2010) para cada estación meteorológica analizada. Para explorar efectos sobre la estimación de parámetros gamma, consideramos series de diferentes longitudes: 12, 15, 20, 25 y 30 años. Para cada una de estas longitudes se generaron 1000 series diferentes muestreando sin reposición los valores de la serie original de 40 años. Para cada serie muestreada, se estimaron los parámetros de la distribución gamma. Los resultados para todas las estaciones y épocas del año analizadas fueron muy similares, por lo que aquí solamente se presentan los resultados para Buenos Aires (Argentina) durante el verano. Los *boxplots* en la Figura 9 muestra la dispersión de los parámetros alfa y beta para las 1000 series de cada longitud. La variabilidad de los parámetros decrece a medida que la longitud de la serie aumenta, o sea que los valores estimados son más estables. Al contar con estabilidad en los parámetros estimados para un período de referencia que puede tener muchos faltantes, la distribución ajustada se puede utilizar con confianza para calcular SPI con datos a ser agregados en el futuro.

Para explorar el posible sesgo asociado con el uso de una única serie histórica de largo 40, se tomaron 1000 muestras con reposición (usando el método de *bootstrap* descrito por Efron y Tibshirani (1993)) y se corrigieron los valores de los parámetros mediante el procedimiento ilustrado en la Ecuación 2 en Naumann et al. (2012). El valor corregido por sesgo de cada parámetro se muestra como un punto rojo en la Figura 9; como puede verse, el sesgo es relativamente pequeño. Usando las mismas 1000 muestras de la serie de largo 40, se estimaron los percentiles 2.5 y 97.5 para cada parámetro. Estos percentiles pueden interpretarse como los extremos de un intervalo de confianza de 95% para los parámetros de la serie de referencia (líneas rojas horizontales en la Figura 10). Este diagnóstico se puede utilizar para evaluar el impacto de diferentes longitudes de series de referencia: por ejemplo, se ve que, para series



con 30 valores, los valores estimados para ambos parámetros (la caja y los “bigotes” del *boxplot*) caen dentro del intervalo de confianza, por lo que son comparables a los valores estimados con series de largo 40.

Otra forma de explorar el impacto de series de diferente longitud es graficar las distribuciones que resultan de diferentes combinaciones de parámetros estimados con series de diferente longitud. Se parte de datos históricos 1971-2010 de precipitación trimestral para Buenos Aires correspondientes al verano (diciembre-febrero). Para cada longitud de serie, se toman 500 muestras y se estiman los parámetros alfa y beta correspondientes a cada muestra. Con esos parámetros se grafica cada una de las 500 distribuciones resultantes para cada longitud de serie (líneas grises en la Figura 10). La Figura 10 también muestra los percentiles 2.5 y 97.5 para cada valor de precipitación, estimados a partir de las 500 series muestreadas (líneas rojas). Como referencia, se muestra la distribución gamma (línea negra) correspondiente a los parámetros corregidos por sesgo a partir de la serie de referencia histórica (ver párrafo anterior). Como se discutió arriba, la variabilidad de las distribuciones disminuye a medida que aumenta la longitud de la serie de referencia.

### 3.4.3 Condiciones para la estimación de parámetros gamma y cálculo del SPI

Debido a la cantidad de estaciones con registros cortos y/o valores faltantes en la base de datos del CRC-SAS, se estiman parámetros si hay al menos 20 valores para una serie mensual (de los 40 posibles en el período de referencia) para una estación/escala. En caso contrario, los valores de SPI se registran como faltantes. La bondad del ajuste de una gamma se evalúa usando el test de Kolmogorov-Smirnov (como los valores a ser examinados son los mismos valores usados para el cálculo de los parámetros de la distribución, este test es también conocido como test de Lilliefors (Massey, 1951; Wilks, 1995)) y el test de Anderson-Darling (Stephens, 1974).



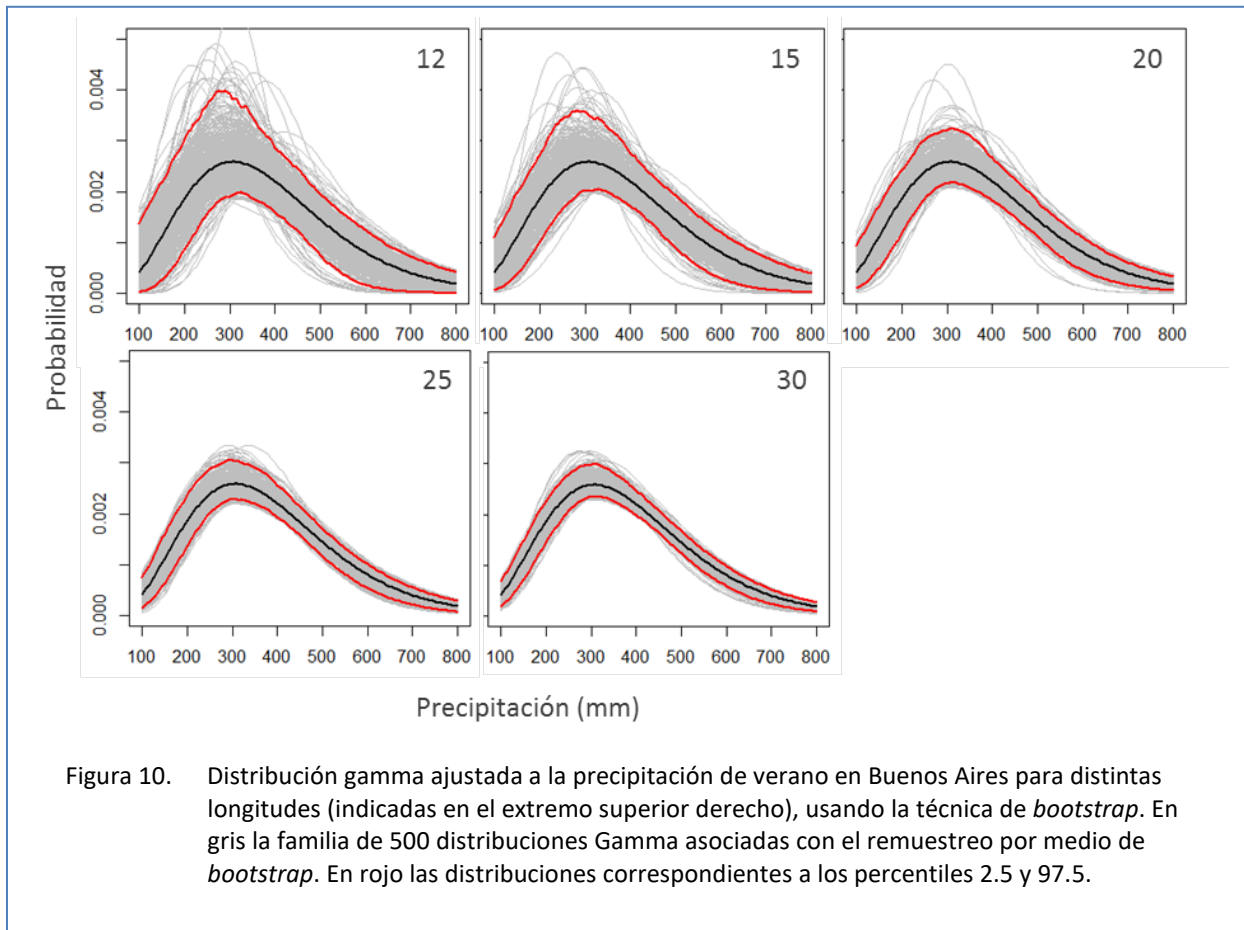
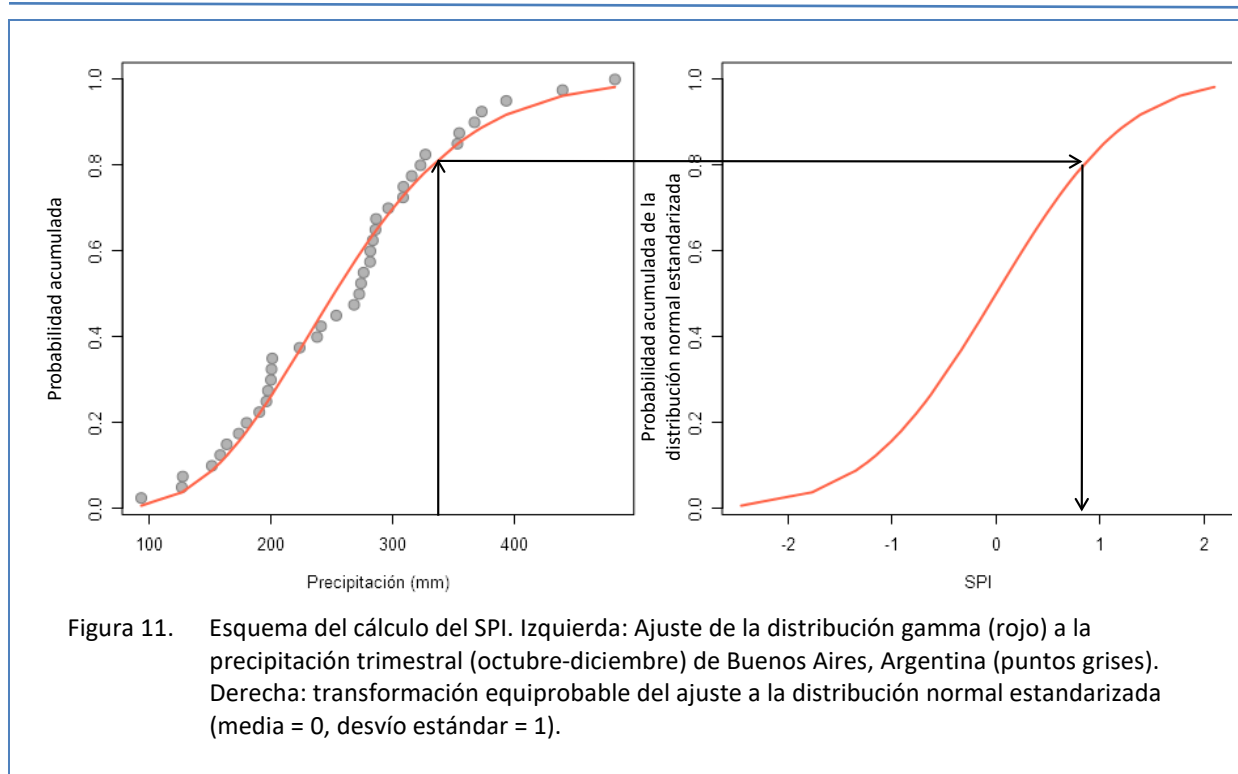


Figura 10. Distribución gamma ajustada a la precipitación de verano en Buenos Aires para distintas longitudes (indicadas en el extremo superior derecho), usando la técnica de *bootstrap*. En gris la familia de 500 distribuciones Gamma asociadas con el remuestreo por medio de *bootstrap*. En rojo las distribuciones correspondientes a los percentiles 2.5 y 97.5.

Luego, estos parámetros se usan para convertir la serie completa de precipitación (que puede ser más larga que la de referencia) a una distribución normal estandarizada (con media = 0 y desvío estándar = 1), de donde resulta el valor del índice (Figura 11). En el ejemplo, los 335 mm corresponden a un valor de SPI de 0.9, con una probabilidad acumulada de 0.81. Este proceso involucra una transformación equiprobable (Panofsky y Brier, 1958; Wu et al., 2007), donde un valor de la distribución ajustada es transformado en otro valor (SPI) de la distribución normal estandarizada, de manera que ambos presenten la misma probabilidad de ocurrencia.

Como la distribución gamma no está definida para valores iguales a cero o negativos, la parte de las series de precipitación acumulada para una estación/mes/escala que contiene valores iguales a 0 mm) se somete a un tratamiento diferente. Generalmente, los totales de precipitación iguales a cero en series de precipitación acumulada ocurren cuando se están analizando períodos breves (1 a 3 meses). Cuando existen totales de precipitación iguales a cero, se asignan al SPI valores basados en el “centro de masa” de la distribución de ceros. De este modo se obtienen valores de SPI que pueden interpretarse estadísticamente (media,  $\mu = 0$ ). Para normalizar la precipitación nula, se calcula su probabilidad sobre la base de la distribución acumulativa empírica. La metodología está descrita con detalle en Stagge et al. (2015).

La distribución de valores de SPI que se obtiene no es simétrica, y en consecuencia la interpretación del SPI para esa estación/mes/escala debe realizarse con sumo cuidado (Wu et al., 2007). Para identificar series de SPI que no tienen una distribución normal en una estación/mes/escala determinados,



adaptamos y expandimos los criterios originalmente propuestos por Wu et al. (2007). El CRC-SAS identifica series que no tienen una distribución normal mediante las siguientes condiciones:

1. Estadístico W del test de Shapiro-Wilk  $< 0.96$ ;
2.  $p$ -valor del test de Shapiro-Wilk  $< 0.10$ ;
3.  $p$ -valor del test de Anderson-Darling  $< 0.10$ ;
4.  $p$ -valor del test de Lilliefors  $< 0.10$ ; y
5. valor absoluto de mediana de valores de SPI  $> 0.1$ .

Las primeras cuatro condiciones dependen de los resultados de las pruebas de normalidad de Shapiro-Wilk (Shapiro y Wilk, 1965), Anderson-Darling (Stephens, 1974) y Lilliefors (Massey, 1951; Wilks, 1995). La quinta condición verifica que la distribución de valores de SPI sea relativamente simétrica. Si todas estas condiciones se cumplen simultáneamente, se asume que las distribuciones de valores de SPI no son confiables y se llenan con valores faltantes para todos los años en esa estación/mes/escala. Al mismo tiempo, para evitar que una serie tenga valores sesgados, se requiere que la proporción de precipitaciones iguales a cero en una estación/mes/escala sea menor que 0.1; si esta condición no se cumple, la serie de SPI también se llena con valores faltantes.

El SPI ha sido utilizado ampliamente en todo el mundo. En América, se pueden citar a Anctil et al. (2002), Blain (2011), Hao y AghaKouchak (2013), Hayes et al. (1999), Heim (2002), McEvoy et al. (2012), Rivera (2014), Seiler et al. (2002) y Soto et al. (2005). En Europa: Angelidis et al. (2012), Bonaccorso et al. (2003), Cancelliere et al. (2007), Domonkos (2003), Lloyd-Hughes y Saunders (2002), Nalbantis y Tsakiris (2004),

---

Paulo et al. (2003), Tsakiris y Vangelis (2004) y Vasiliades et al. (2011). En Asia: Komuscu (1999), Min et al. (2003), Razinei et al. (2009), Shiau (2006) y Zhang et al. (2009). En África: Belayneh et al. (2014), Mathieu y Richard (2003), Ntale y Gan (2003) y Rouault y Richard (2003). El SPI se utiliza de manera operativa en la mayoría de los países del CRC-SAS.

Una de las principales ventajas del SPI es que necesita una única variable climática para su cálculo: la precipitación. Esto disminuye la tasa de error y permite utilizar redes pluviométricas (las cuales predominan en la región). No obstante, esta es la principal crítica que se hace al SPI, ya que no considera las condiciones de humedad del suelo, por lo que no se puede calcular ninguna relación entre la evapotranspiración y la evapotranspiración potencial. El índice tampoco considera otras variables que pueden influir en las condiciones de sequía. Otra característica importante del SPI, es que al ser un índice estandarizado la frecuencia de eventos en cualquier localidad y escala de tiempo es consistente, y también los climas húmedos y secos se pueden representar del mismo modo, por lo que también se puede hacer un seguimiento de los períodos húmedos utilizando el SPI. A su vez tiene coherencia espacial ya que permite realizar comparaciones entre distintas localidades con climas distintos. No obstante, un mismo valor de SPI en distintas localidades no implica el mismo déficit hídrico.

### 3.5 SPEI: índice de precipitación – evapotranspiración estandarizado

El índice de precipitación – evapotranspiración estandarizado (IPEE o SPEI por sus siglas en inglés), es un índice cuyo cálculo es similar al del SPI, pero que incorpora el efecto de la evapotranspiración, que influye en las condiciones de sequía. Fue desarrollado por Vicente-Serrano et al. (2010a).

El SPEI utiliza como valor de entrada el balance (la diferencia entre la precipitación y la evapotranspiración potencial: PET por sus siglas en inglés). El cálculo de la evapotranspiración potencial es complicado, debido a que involucra muchos parámetros (temperatura, humedad del aire, viento y radiación, entre otros). Hay muchos métodos para su cálculo, entre ellos Hargreaves, Thornthwaite y Penman-Monteith. De acuerdo a Beguería et al. (2013) originalmente el cálculo del SPEI sugería el uso de la ecuación de Thornthwaite (1948). Esta ecuación solo requiere valores de temperatura media y latitud. Sin embargo algunos estudios indicaron que ese método subestima la evapotranspiración potencial en regiones áridas y semiáridas (Jensen et al., 1990) y la sobreestima en regiones tropicales (van der Schrier et al., 2011). La ecuación de Penman-Monteith (Droogers y Allen, 2002) incluye muchas variables (radiación solar, velocidad del viento, entre otras), pero hay numerosas estaciones meteorológicas que no cuentan series largas de estos datos. Por estos motivos, se utilizará la ecuación de Hargreaves (Hargreaves y Samani, 1985) ya que es eficiente en el cálculo de la evapotranspiración potencial utilizando solo las medias mensuales de las temperaturas máxima y mínima, y la radiación. De no contar con datos de radiación (como ocurre en la región), se puede utilizar la ecuación modificada por Droogers y Allen (2002), que estima la radiación en base a la latitud y el mes del año.

Dado que el balance puede tomar valores negativos, su ajuste se realiza con la distribución teórica Log-Logística, que acepta valores nulos y negativos. En consecuencia, no es necesario aplicar un factor de corrección al ajuste por la presencia de valores nulos, como se hace para el cálculo del SPI. El método sugerido para ajustar estos parámetros a la distribución es el de máxima verosimilitud o *Maximum Likelihood* (Beguería et al., 2013). En las series de índices de sequía distribuidos por el CRC-SAS, el usuario puede elegir el método de ajuste preferido.

Si bien el SPEI fue desarrollado recientemente, ya ha sido extensivamente utilizado para analizar distintas características de la sequía, como ser su variabilidad, impactos y los mecanismos atmosféricos que la producen (Beguería et al., 2013; Hernandez y Uddameri, 2013; Xu et al., 2015). Vicente-Serrano et al. (2010b) implementaron un monitoreo global de las sequías utilizando este índice (disponible en <http://sac.csic.es/spei/>).

Una de las principales ventajas del SPEI es que incluye datos de temperatura, que es un factor importante en el estudio de las sequías. En los últimos años, diversos estudios indican que se registró un aumento de la temperatura global durante el último siglo (Jones y Moberg, 2003), y que este continuaría en las próximas décadas (Solomon et al., 2007). A su vez, se ha encontrado que las temperaturas más altas afectan la severidad de las sequías (Beniston, 2007; Dai, 2011; Dai, 2013; Potop, 2011; Sheffield y Wood, 2008; Vicente-Serrano et al., 2010a). Vicente-Serrano et al. (2012b) destaca que las principales diferencias entre el SPEI y el SPI se dan en el verano boreal, ya que la tasa de evaporación es más alta en el hemisferio norte (la demanda de agua por la atmósfera es mayor en verano ya que hay mayor radiación incidente y mayor temperatura).

### 3.6 Categorías de sequía y excesos de precipitación según los índices calculados

Se creó un sistema de clasificación para definir las distintas intensidades de las sequías o excesos de precipitación para los índices producidos por el CRC-SAS (Tabla 1, y sus probabilidades de ocurrencia en la Tabla 2). Un ejemplo del comportamiento de estos índices para la escala de 6 meses en Buenos Aires (Argentina) durante el período 2007-2013 se muestra en la F, donde todos los índices reflejan claramente el período extremadamente seco que afectó a esta localidad en 2008-2009, y un subsiguiente período húmedo desde fines del 2009 a comienzos del 2010.

Tabla 1. Categorías para los diferentes índices de sequía producidos por el CRC-SAS. Para cada índice, se presenta el rango de valores incluido dentro de la categoría correspondiente. En el caso de decil y categorías INMET, las categorías se definen en base a los valores de precipitación observados (PP) y los percentiles de la distribución de PP (por ejemplo, p10 indica el percentil 10).

CATEGORÍA	SPI/SPEI	Decil	Categorías INMET	PPN
<b>Sequía extrema</b>	$SPI/SPEI \leq -1.5$	$PP \leq p10$	$PP \leq p5$	$0\% \leq PPN < 25\%$
<b>Sequía severa</b>	$-1.5 < SPI/SPEI \leq -1.0$	$p10 < PP \leq p20$	$p5 < PP \leq p15$	$25\% \leq PPN < 50\%$
<b>Sequía moderada</b>	$-1.0 < SPI/SPEI \leq -0.5$	$p20 < PP \leq p30$	$p15 < PP \leq p33$	$50\% \leq PPN < 75\%$
<b>Normal</b>	$-0.5 < SPI/SPEI < 0.5$	$p30 < PP \leq p70$	$p33 < PP \leq p66$	$75\% \leq PPN < 125\%$
<b>Moderadamente húmedo</b>	$0.5 \leq SPI/SPEI < 1.0$	$p70 < PP \leq p80$	$p66 < PP \leq p85$	$125\% \leq PPN < 150\%$
<b>Severamente húmedo</b>	$1.0 \leq SPI/SPEI < 1.5$	$p80 < PP \leq p90$	$p85 < PP \leq p95$	$150\% \leq PPN < 250\%$
<b>Extremadamente húmedo</b>	$SPI/SPEI \geq 1.5$	$PP > p90$	$PP > p95$	$PPN \geq 250\%$

Tabla 2. Probabilidad de ocurrencia de cada categoría para los índices de sequía producidos por el CRC-SAS.

<b>CATEGORÍA</b>	<b>SPI/SPEI</b>	<b>Decil</b>	<b>Categorías INMET</b>
<b>Sequía extrema</b>	0.067	0.100	0.050
<b>Sequía severa</b>	0.092	0.100	0.100
<b>Sequía moderada</b>	0.150	0.100	0.180
<b>Normal</b>	0.383	0.400	0.340
<b>Moderadamente húmedo</b>	0.150	0.100	0.180
<b>Severamente húmedo</b>	0.092	0.100	0.100
<b>Extremadamente húmedo</b>	0.067	0.100	0.050

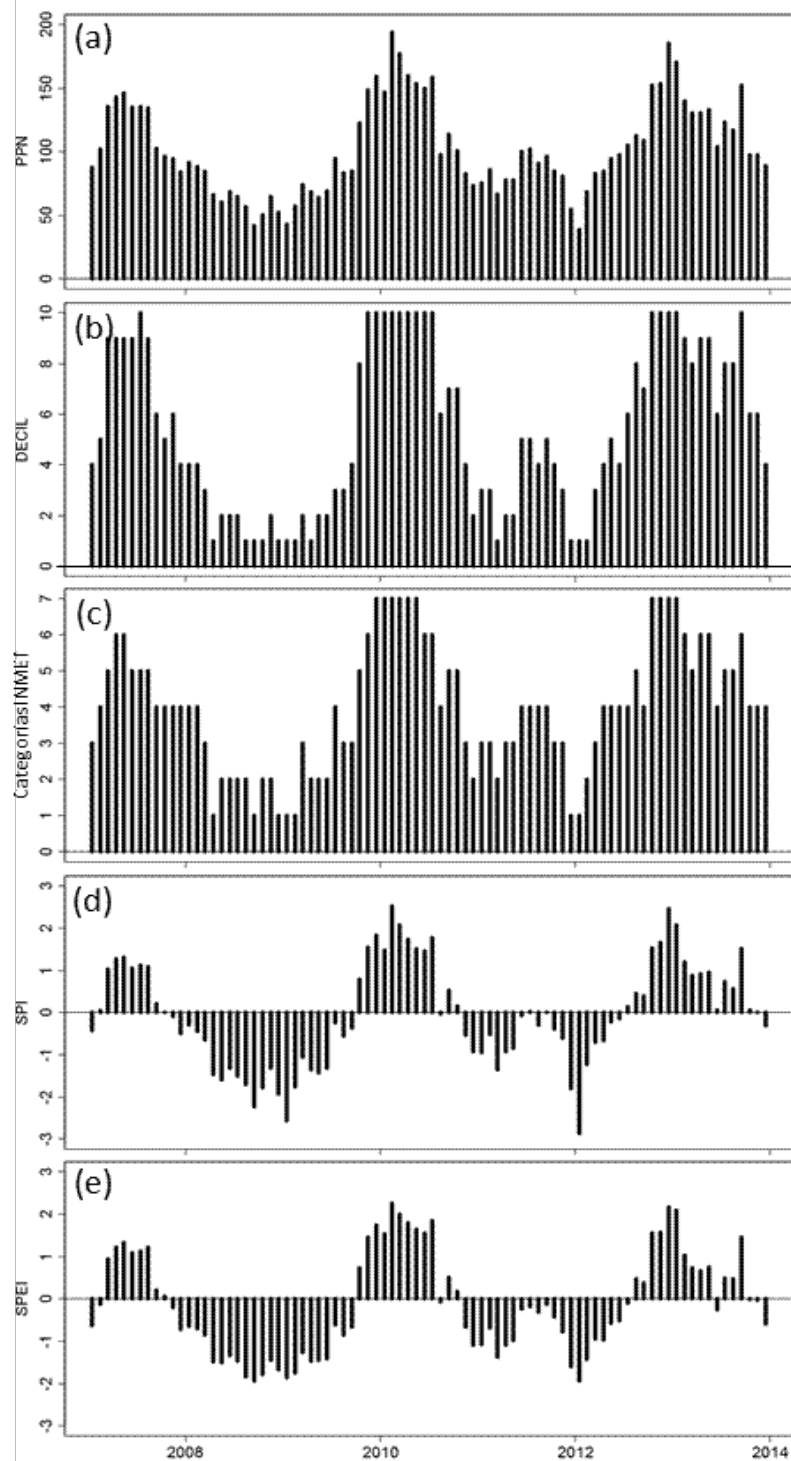


Figura 12. Índices de sequía (escala 6 meses) para Buenos Aires entre 2007 y 2013. (a) Porcentaje de precipitación normal (PPN), (b) deciles de precipitación, (c) categorías de precipitación (INMET), (d) índice de precipitación estandarizado (SPI) e (e) índice de precipitación- evapotranspiración estandarizado (SPEI).

---

## Agradecimientos

Las actividades detalladas en este reporte fueron financiadas por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) a través del contrato C0121-13 con la Universidad de Miami como parte del proyecto “*Hydro-climate Services in La Plata River Basin.*” Otros fondos fueron provistos por el Instituto Interamericano para la Investigación del Cambio Global (IAI) mediante el proyecto CRN-035, “*Towards usable climate science: informing sustainable decisions and provision of climate services to the agriculture and water sectors of southeastern South America.*” El IAI está financiado por la Fundación Nacional para la Ciencia de los Estados Unidos de Norteamérica (NSF) a través del grant GEO-1128040. Finalmente, uno de los autores (GP) fue apoyado económicamente por la Fundación Nacional para la Ciencia de los Estados Unidos de Norteamérica a través del grant 1049109 del programa “*Decadal and Regional Climate Prediction using Earth System Models (EaSM)*”. Los autores agradecen la revisión editorial y actualización de la descripción de metodologías llevada a cabo por la Dra. Paula Richter en 2019.

## Referencias

- Anctil, F., Larouche, W., Viau, A.A. y Parent, L.-É., 2002. Exploration de l'indicateur standardisé de précipitation à l'aide d'une analyse statistique régionale. *Canadian Journal of Soil Science*, 82(1): 115-125.
- Angelidis, P., Maris, F., Kotsovinos, N. y Hrisanthou, V., 2012. Computation of Drought Index SPI with Alternative Distribution Functions. *Water Resources Management*, 26(9): 2453-2473.
- Barua, S., Ng, A.W.M. y Perera, B.J.C., 2011. Comparative evaluation of drought indexes: case study on the Yarra River catchment in Australia. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 37: 215-226.
- Beguiría, S., Vicente-Serrano, S.M., Reig, F. y Latorre, B., 2013. Standardized precipitation evapotranspiration index (SPEI) revisited: parameter fitting, evapotranspiration models, tools, datasets and drought monitoring. *International Journal of Climatology*, 34: 3001-3023.
- Belayneh, A., Adamowski, J., Khalil, B. y Ozga-Zielinski, B., 2014. Long-term SPI drought forecasting in the Awash River Basin in Ethiopia using wavelet neural network and wavelet support vector regression models. *Journal of Hydrology*, 508(0): 418-429.
- Beniston, M., 2007. Future extreme events in European climate: An exploration of regional climate model projections. *Climatic Change*, 81: 71-95.
- Blain, G.C., 2011. Standardized precipitation index based on Pearson type III distribution. *Revista Brasileira de Meteorologia*, 26: 167-180.
- Blain, G.C., Kayano, M.T., Camargo, M.B.P. y Lulu, J., 2009. Variabilidade amostral das séries mensais de precipitação pluvial em duas regiões do Brasil: Pelotas-RS e Campinas-SP. *Revista Brasileira de Meteorologia*, 24: 1-11.
- Bonaccorso, B., Bordi, I., Cancelliere, A., Rossi, G. y Sutera, A., 2003. Spatial variability of drought: an analysis of the SPI in Sicily. *Water Resources Management*, 17: 273-296.
- Bonsal, B.R. et al., 2011. Drought Research in Canada: A Review. *Atmosphere-Ocean*, 49(4): 303-319.
- Cancelliere, A., Mauro, G., Bonaccorso, B. y Rossi, G., 2007. Drought forecasting using the Standardized Precipitation Index. *Water Resources Management*, 21(5): 801-819.
- Dai, A., 2011. Characteristics and trends in various forms of the Palmer Drought Severity Index during 1900–2008. *Journal of Geophysical Research*, 116(D12): 115.
- Dai, A., 2013. Increasing drought under global warming in observations and models. *Nature Climate Change*, 3(1): 52-58.
- Dogan, S., Berktaç, A. y Singh, V.P., 2012. Comparison of multi-monthly rainfall-based drought severity indices, with application to semi-arid Konya closed basin, Turkey. *Journal of Hydrology*, 470–471(0): 255-268.
- Domonkos, P., 2003. Recent precipitation trends in Hungary in the context of larger scale climatic changes. *Natural Hazards* 29(2): 255-271.

- 
- Droogers, P. y Allen, R.G., 2002. Estimating Reference Evapotranspiration Under Inaccurate Data Conditions. *Irrigation and Drainage Systems*, 16(1): 33-45.
- Efron, B. y Tibshirani, R.J., 1993. *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall/CRC.
- Gibbs, W.J. y Maher, J.V., 1967. Rainfall deciles as drought indicators. *Commonwealth of Australian Bureau of Meteorology Bulletin*, 48.
- Guttman, N.B., 1994. On the sensitivity of sample L Moments to sample size. *Journal of Climate*, 7: 1026-1029.
- Guttman, N.B., 1999. Accepting the Standardized Precipitation Index: a calculation algorithm. *JAWRA Journal of the American Water Resources Association*, 35(2): 311-322.
- Hao, Z. y AghaKouchak, A., 2013. Multivariate Standardized Drought Index: A parametric multi-index model. *Advances in Water Resources*, 57(0): 12-18.
- Hargreaves, G.L. y Samani, Z.A., 1985. Reference crop evapotranspiration from temperature. *Applied Engineering in Agriculture*, 1: 96-99.
- Hayes, M.J., 2000. *Drought Indices*, University of Nebraska, Lincoln, Nebraska, USA.
- Hayes, M.J., Svoboda, M.D., Wilhite, D.A. y Vanyarkho, O.V., 1999. Monitoring the 1996 drought using the standardized precipitation index. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 80(3): 429-438.
- Heim, R.R., 2002. A Review of Twentieth-Century Drought Indices Used in the United States. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 83(8): 1149-1165.
- Hernandez, E.A. y Uddameri, V., 2013. Standardized precipitation evaporation index (SPEI)-based drought assessment in semi-arid south Texas. *Environmental Earth Sciences*, 70(5): 1-11.
- Hosking, J.R.M., 1990. L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 52: 105-124.
- Husak, G.J., Michaelsen, J. y Funk, C., 2007. Use of the gamma distribution to represent monthly rainfall in Africa for drought monitoring applications. *International Journal of Climatology*, 27(7): 935-944.
- Jensen, M.E., Burman, R.D. y Allen, R.G., 1990. *Evapotranspiration and irrigation water requirements*. ASCE manuals and reports on engineering practices No. 70, New York, Estados Unidos de América.
- Ji, L. y Peters, A.J., 2003. Assessing vegetation response to drought in the northern great Plains using vegetation and drought indices. *Remote Sensing of Environment*, 87: 85-87.
- Jones, P.D. y Moberg, A., 2003. Hemispheric and large-scale surface air temperature variations: An extensive revision and an update to 2001. *Journal of Climate*, 16: 206-223.
- Keyantash, J. y Dracup, J.A., 2002. The Quantification of Drought: An Evaluation of Drought Indices. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 83(8): 1167-1180.
- Komuscu, A.U., 1999. Using the SPI to analyze spatial and temporal pattern of drought in Turkey. *Drought Network News*, 11: 7-13.
- Kumar, N.M., Murthy, C.S., Sessa Sai, M.V.R. y Roy, P.S., 2009. On the use of Standardized Precipitation Index (SPI) for drought intensity assessment. *Meteorological Applications*, 16(3): 381-389.
- Lana, X. y Burgueno, A., 2000. Statistical distribution and spectral analysis of rainfall anomalies for Barcelona (NE Spain). *Theoretical and Applied Climatology*, 66: 211-227.
- Lloyd-Hughes, B. y Saunders, M.A., 2002. A drought climatology for Europe. *International Journal of Climatology*, 22: 1571-1592.
- Massey, F.J., 1951. The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit. *Journal of the American Statistical Association*, 46(253): 67-78.
- Mathieu, R. y Richard, Y., 2003. Intensity and spatial extension of drought in South Africa at different time scales. *Water SA*, 29: 489-500.
- McEvoy, D.J., Huntington, J.L., Abatzoglou, J.T. y Edwards, L.M., 2012. An Evaluation of Multiscalar Drought Indices in Nevada and Eastern California. *Earth Interactions*, 16(18): 1-18.
- McKee, T.B., Doesken, N.J. y Kleist, J., 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales, Eighth Conference on Applied Climatology. American Meteorological Society, Anaheim, California, pp. 179-184.
- Min, S.K., Kwon, W.T., Park, E.H. y Choi, Y., 2003. Spatial and temporal comparisons of droughts over Korea with East Asia. *International Journal of Climatology*, 23(2): 223-233.
- Mishra, A., Singh, V. y Desai, V., 2009. Drought characterization: a probabilistic approach. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 23(1): 41-55.
- Mishra, A.K. y Singh, V.P., 2010. A review of drought concepts. *Journal of Hydrology*, 391(1-2): 202-216.



- 
- Morid, S., Smakhtin, V. y Moghaddasi, M., 2006. Comparison of seven meteorological indices for drought monitoring in Iran. *International Journal of Climatology*, 26: 971-985.
- Nalbantis, I. y Tsakiris, G., 2004. Assessment of hydrological drought revisited. *Water Resources Management*, 23: 881-897.
- Naumann, G., Barbosa, P., Carrao, H., Singleton, A. y Vogt, J., 2012. Monitoring Drought Conditions and Their Uncertainties in Africa Using TRMM Data. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 51(10): 1867-1874.
- Ntale, H.K. y Gan, T., 2003. Drought indices and their application to EastAfrica. *International Journal of Climatology*, 23: 1335-1357.
- Pandey, R.P., Dash, B.B., Mishra, S.K. y Singh, R., 2008. Study of indices for drought characterization in KBK districts in Orissa (India). *Hydrological Processes*, 22: 1895-1907.
- Panofsky, H. y Brier, G., 1958. Some applications of statistics. The Pennsylvania State University Press, 224 pp.
- Paulo, A.A., Pereira, L.S. y Matias, P.G., 2003. Analysis of local and regional droughts in southern Portugal using the theory of runs and the standardised precipitation index. In: G. Rossi, A. Cancelliere, L.S. Pereira, T. Oweis y M. Shatanawi (Editors), *Tools for drought mitigation in Mediterranean regions*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Países Bajos.
- Potop, V., 2011. Evolution of drought severity and its impact on corn in the Republic of Moldova. *Theoretical and Applied Climatology*, 105(3-4): 469-483.
- Quiring, S., M., 2009a. Monitoring Drought: An Evaluation of Meteorological Drought Indices. *Geography Compass*, 3(1): 64-88.
- Quiring, S.M., 2009b. Developing Objective Operational Definitions for Monitoring Drought. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 48(6): 1217-1229.
- Raziei, T., Sagfahian, B., Paulo, A.A., Pereira, L.S. y Bordi, I., 2009. Spatial patterns and temporal variability of drought in Western Iran. *Water Resources Management*, 23: 439-455.
- Rivera, J.A., 2014. Aspectos climatológicos de las sequías meteorológicas en el sur de Sudamérica - Análisis regional y proyecciones futuras, Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina, 351 pp.
- Rouault, M. y Richard, Y., 2003. Intensity and spatial extension of droughts in South Africa at different time scales. *Water SA*, 29: 489-500.
- Seiler, R.A., Hayes, M.J. y Bressan, L., 2002. Using the standardized precipitation index for flood risk monitoring. *International Journal of Climatology*, 22(11): 1365-1376.
- Shapiro, S.S. y Wilk, M.B., 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3-4): 591-611.
- Sheffield, J. y Wood, E.F., 2008. Projected changes in drought occurrence under future global warming from multi-model, multi-scenario, IPCC AR4 simulations. *Climate Dynamics*, 31: 79-105.
- Shiau, J.T., 2006. Fitting drought duration and severity with two dimensional copulas. *Water Resources Management*, 20: 795-815.
- Smakhtin, V.U. y Hughes, D.A., 2007. Automated estimation and analyses of meteorological drought characteristics from monthly rainfall data. *Environmental Modelling & Software*, 22(6): 880-890.
- Solomon, S. et al., 2007. *Climate Change 2007: The Physical Science Basis*, 996 pp.
- Soto, L.G.M., Rutherford, B.M. y Maarouf, A., 2005. Standardized precipitation index zones for México. *Atmósfera*, 18(1): 33-56.
- Stagge, J.H., Kohn, I., Tallaksen, L.M. y Stahl, K., 2015. Modeling drought impact occurrence based on meteorological drought indices in Europe. *Journal of Hydrology*, 530: 37-50.
- Stephens, M.A., 1974. EDF Statistics for Goodness of Fit and Some Comparisons. *Journal of the American Statistical Association*, 69: 730-737.
- Thom, H.C.S., 1968. Approximate convolution of the gamma and mixed gamma distributions. *Monthly Weather Review*, 96(12): 883-886.
- Thorntwaite, C.W., 1948. An approach toward a rational classification of climate. *Geographical review*, 38: 55-94.
- Tsakiris, G. y Vangelis, H., 2004. Towards a drought watch system based on spatial SPI. *Water Resources Management*, 18(1): 1-12.
- van der Schrier, G., Jones, P.D. y Briffa, K.R., 2011. The sensitivity of the PDSI to the Thornthwaite and Penman-Monteith parameterizations for potential evapotranspiration. *Journal of Geophysical Research*, 116(D3).

- 
- Vasiliades, L., Loukas, A. y Liberis, N., 2011. A water balance derived drought index for Pinios river basin, Greece. *Water Resources Management*, 25: 1087-1101.
- Vicente-Serrano, S.M. et al., 2012a. Challenges for drought mitigation in Africa: The potential use of geospatial data and drought information systems. *Applied Geography*, 34(0): 471-486.
- Vicente-Serrano, S.M., Beguería, S. y López-Moreno, J.I., 2010a. A Multiscalar Drought Index Sensitive to Global Warming: The Standardized Precipitation Evapotranspiration Index. *Journal of Climate*, 23(7): 1696-1718.
- Vicente-Serrano, S.M., Beguería, S., López-Moreno, J.I., Angulo, M. y El Kenawy, A., 2010b. A New Global 0.5° Gridded Dataset (1901–2006) of a Multiscalar Drought Index: Comparison with Current Drought Index Datasets Based on the Palmer Drought Severity Index. *Journal of Hydrometeorology*, 11(4): 1033-1043.
- Vicente-Serrano, S.M. et al., 2012b. Performance of Drought Indices for Ecological, Agricultural, and Hydrological Applications. *Earth Interactions*, 16(10): 1-27.
- Wilhite, D.A. (Editor), 1993. Drought assessment, management, and planning: Theory and case studies. Natural Resource Management and Policy Series. Kluwer Academic Publishers, Boston, MA.
- Wilks, D.S. (Editor), 1995. Statistical methods in the atmospheric sciences: an introduction. International Geophysics Series. Academic Press, New York, 467 pp.
- World Meteorological Organization 2012. Standardized Precipitation Index User Guide (M. Svoboda, M. Hayes and D. Wood), Geneva.
- Wu, H., Hayes, M.J., Wilhite, D.A. y Svoboda, M.D., 2005. The effect of the length of record on the standardized precipitation index calculation. *International Journal of Climatology*, 25(4): 505-520.
- Wu, H., Svoboda, M.D., Hayes, M.J., Wilhite, D.A. y Wen, F., 2007. Appropriate application of the standardized precipitation index in arid locations and dry seasons. *International Journal of Climatology*, 27(1): 65-79.
- Xavier, T.d.M.B.S., 2001. Tempo de Chuva. ABC Editora, Ceará, Brasil.
- Xu, K. et al., 2015. Spatio-temporal variation of drought in China during 1961–2012: A climatic perspective. *Journal of Hydrology*, 526: 253-264.
- Zhang, Q., Xu, C.-Y. y Zhang, Z., 2009. Observed changes of drought/wetness episodes in the Pearl River basin, China, using the standardized precipitation index and aridity index. *Theoretical and Applied Climatology*, 98(1-2): 89-99.