



Raudal de Jirjirimo-Vaupés. Foto: Diana Mora



Consistencia de las tendencias de largo plazo y el balance hídrico en la Amazonia

Daniela Posada-Gil ^{1,2} Germán Poveda ^{1*}

Resumen

Se estudió la consistencia de las tendencias de largo plazo en el balance hídrico de 63 sub-cuencas del Río Amazona. Se usaron series de precipitación, evaporación, escorrentía y almacenamiento de agua en el suelo obtenidas a partir de información de sensores remotos y estaciones de caudal. Las series se completaron aplicando una adaptación de la metodología propuesta por Kondrashov & Ghil (2006) para el periodo comprendido entre febrero de 1995 y febrero de 2015. Sobre las series se aplicó la descomposición en modos empíricos para filtrar la variabilidad natural y aislar el residuo que representa la tendencia media de las series. Se aplicaron las pruebas Mann-Kendall y Sen para determinar el signo y la magnitud de las tendencias. No se encontró una tendencia unidireccional generalizada para la cuenca amazónica en ninguna de las variables estudiadas. Se evaluó la consistencia de la ecuación de balance hídrico general en las condiciones de corto plazo y su aproximación al largo plazo, encontrando que en el largo plazo el error en el balance tiende asintóticamente a un valor constante, diferente de cero. Esto indica que en el periodo de 20 años estudiado sí se cumple la condición de largo plazo, pero no cierra el balance. Se estudió la consistencia del balance de las tendencias, encontrando que en el 51%(32) de las cuencas estudiadas los signos de las tendencias presentaron valores que no son consistentes con la ecuación de balance hídrico.

Palabras clave: Consistencia, Descomposición en modos empíricos, Tendencias de largo plazo

Abstract

We study the consistency of long-term trends in the surface water balance of 63 sub-catchments of the Amazon River basin. Monthly time series of precipitation, evaporation, runoff and soil water storage are obtained from remote sensors and flow stations (CHIRPS, ETR-Amazon, ANA-Brazil and JPL-GLDAS). Missing data during the period 1995-2015 are reconstructed applying an adaptation of the methodology proposed by Kondrashov & Ghil (2006). Empirical Mode Decomposition (Huang et al., 1998) is applied to filter out different modes of natural variability, with the aim to isolate the long-term trend of time series. The Mann-Kendall and Sen tests are applied to identify the sign and magnitude of the identified. No generalized unidirectional trends were found for the Amazon basin for any of the variables studied. The consistency of the general water balance equation [$dS/dt=P(t)-E(t)-R(t)$], and its long-term approximation [$\bar{R}=P-\bar{E}$] were evaluated. The long-term the error in the balance equation tends asymptotically to a constant value, different from zero, which indicates that in the period of 20 years studied the long-term condition is fulfilled, but there is no closure for the long-term water balance. The consistency of the surface water balance equation was also studied regarding the signs of the trends, finding that in 32 (51%) of sub-catchments studied the trend signs are not consistent with the water balance equation.

Keywords: Consistency, Empirical mode decomposition, Long-term trends

¹ Departamento de Geociencias y Medio Ambiente, Facultad de Minas, Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín.

² Gotta Ingeniería, Medellín, Colombia

* dposadag@unal.edu.co, gpoveda@unal.edu.co

INTRODUCCIÓN

Este trabajo busca realizar un aporte al entendimiento de los impactos del cambio climático y la deforestación en la cuenca amazónica, mediante el estudio de las tendencias de largo plazo de las diferentes variables del balance, a diferentes escalas espaciales y en las diversas condiciones geográficas que se pueden encontrar en la Amazonia. Principalmente se busca aportar al entendimiento de la relación de las tendencias en las series mensuales de las variables hidrológicas, y del conjunto acoplado en consistencia con la ecuación de balance hídrico.

El conocimiento de la relación entre las diferentes variables del ciclo hidrológico en la cuenca amazónica es fundamental, ya que la Amazonia juega un rol importante en el funcionamiento del clima en la tierra, ya que la Amazonia es uno de los puntos críticos del sistema climático del planeta (Lenton, y otros, 2008). La Amazonia es uno de los tres principales centros de convección cuasi-permanentes dentro de la zona ecuatorial. Regula el clima a nivel regional y global mediante la evapotranspiración (Nobre, Obregón, Marengo, Fu, & Poveda, 2009), enfriando la baja atmósfera y enviando calor latente, que en el verano del hemisferio sur se distribuye a las zonas templadas; y balanceando la fuerte radiación de calor de la superficie (Nobre, Marengo, & Artaxo, 2009). Los cambios en la dinámica de la Amazonia tienen efectos importantes a escala global, por ejemplo, cambios en el uso del suelo de una pequeña porción del territorio Amazónico ocasionaría una reducción en la disponibilidad del recurso hídrico en el continente asiático (Rockström, Steffen, Noone, Persson, & Stuart Chapin III, 2009).

Se han realizado numerosos trabajos que estudian la dinámica hidrológica, climática, biogeoquímica y ecológica de la cuenca amazónica; cada uno de estos estudios revela nuevos descubrimientos sobre el funcionamiento del sistema complejo y las tendencias de largo plazo de las diferentes variables del ciclo hidrológico en la Amazonia (Nobre, Obregón, Marengo, Fu, & Poveda, 2009) (Nobre, Marengo, & Artaxo, 2009). Ejemplos de esfuerzos realizados sobre la porción de la Amazonia ubicada en Brasil son el Experimento de Gran Escala de la Biosfera-Atmósfera en la Amazonia (LBA por sus siglas en inglés; <http://www.lba.cnpm.embrapa.br/>), así como por el programa de investigación AMAZALERT (<http://www.eu-amazalert.org/>), y más recientemente por el Panel Científico por la Amazonia (<https://www.theamazonwewant.org/>). Y aunque la mayoría de la cuenca está ubicada en territorio brasileño, en la porción de la cuenca amazónica localizada en Colombia no se ha hecho ningún esfuerzo de investigación semejante. En el capítulo 27 del último reporte del IPCC se aduce que aún existen muchos vacíos en el conocimiento sobre cómo la región amazónica se ve afectada por el cambio climático, y que se encuentran inconsistencias entre los resultados de los estudios realizados, que hasta ahora han concluido que no existe una tendencia generalizada

unidireccional hacia un estado más seco o más húmedo en la Amazonia; (Marengo, 2004) (Satyamurty, de Castro, Tota, da Silva Gularte, & Manzi, 2010).

En el marco del programa WEB (*Water, Earth, Biota*) del *Cooperative Institute for Research in Environmental Sciences* (CIRES) de la Universidad de Colorado se identificaron vacíos existentes en el estudio del acoplamiento del ciclo del agua con el sistema terrestre, y la biota. Las conclusiones de dicha discusión se recopilaron en el documento realizado por Gupta (2000) *A Framework for Reassessment of Basic Research and Educational priorities in Hydrologic Science*. Como parte del resultado de este programa se enumeraron varios puntos específicos sobre los cuales se debería priorizar la investigación y los estudios de las ciencias hidrológicas. Este trabajo pretende abordar algunos de esos temas usando el enfoque que se describe a continuación:

Escalamiento: El ciclo hidrológico opera a múltiples escalas, uno de los retos a los que se enfrenta la hidrología actualmente es conocer cuáles escalas son importantes al momento de entender un fenómeno hidrológico en particular. Adicionalmente es necesario entender los efectos que tienen a mayores escalas los fenómenos microscópicos, y cómo se manifiestan a escalas menores los efectos de fenómenos a escala planetaria (Gupta, 2000).

Acoplamiento: El ciclo hidrológico está ampliamente relacionado con muchos otros procesos terrestres, y a su vez involucra la interacción compleja de procesos individuales que funcionan de acuerdo con fenómenos físicos diferentes, pero que están ampliamente relacionados como es el caso de las variables del ciclo hidrológico (Gupta, 2000).

Particularmente, en la cuenca amazónica son preocupantes los efectos del cambio climático, así como la deforestación y los cambios en los usos del suelo sobre el balance de los ciclos del agua, energía y carbono en la Amazonia (D'Almeida, y otros, 2006) (Yadvinder & Davidson, 2009). Todo este panorama da origen a los interrogantes que serán abordados en este trabajo:

¿Cuál es el efecto que tiene la variabilidad climática natural en cada una de las variables del ciclo hidrológico, y cuál el que se podría asociar con el cambio climático y/o la deforestación? ¿Cómo se manifiestan en el balance hídrico los efectos individuales de las variables del ciclo hidrológico? ¿Qué describe la relación que existe entre los efectos de las tendencias de largo plazo sobre las variables del ciclo hidrológico en la Amazonia a diferentes escalas espaciales?, y si existe, ¿cómo puede usarse dicha relación para profundizar nuestro entendimiento sobre la dinámica del acoplamiento de las diferentes variables del ciclo hidrológico?

Las variables hidrológicas en un volumen de control definido cumplen con las leyes de conservación de masa que dan lugar a la ecuación de balance hídrico. Las variables del balance hídrico han sido sujeto de estudio para la evaluación de tendencias de largo plazo en la Amazonia, sin embargo, la mayor parte de los

estudios evaluaron las tendencias en cada variable por separado. Costa & Foley (1999) reconstruyeron las variables del balance hídrico atmosférico (precipitación, evapotranspiración, escorrentía, entrada y salida de vapor de agua) en la cuenca amazónica a resolución anual para el periodo comprendido entre 1976 y 1996 usando la información del reanálisis NCEP/NCAR, y calcularon para ellas las tendencias de largo plazo, sin encontrar tendencias significativas para la precipitación, la evapotranspiración y la escorrentía, pero encontrando un decrecimiento de la entrada de vapor de agua. Marengo (2009) estudió las tendencias de largo plazo y los ciclos en la precipitación de la cuenca amazónica desde 1920, usando series de índices de precipitación, concluyendo que no se encontraron tendencias de largo plazo unidireccionales en las series hidrometeorológicas. Debortoli et al. (2017) estudiaron la relación de la precipitación con las la cobertura de bosque para una porción del bosque amazónico y el Cerrado de Brasil que incluyen parte del el arco de deforestación. Encontraron para la zona de estudio tendencias negativas en la precipitación en el 60% de las estaciones seleccionadas ubicadas predominantemente en la cuenca del Tocantins, y las tendencias positivas se ubicaron predominantemente en la parte sur de la zona de estudio, sobre el Cerrado de Brasil. Oliveira et al. (2014) estudiaron las tendencias en las variables del balance hídrico, usando información satelital de precipitación (TRMM3B42), evapotranspiración (MOD16) y almacenamiento de agua en el suelo (GRACE). Para la escorrentía usaron la información de caudal de las tres principales cuencas del Cerrado. Encontraron aumentos significativos en la evapotranspiración de alrededor de 51 mm/año en la parte noreste del Cerrado, aumentos en el almacenamiento de agua en el suelo de alrededor de 11 mm/año y una disminución de alrededor de 72 mm/año de la escorrentía.

Entre los estudios citados se resaltan los de Oliveira et al. (2014) y Costa & Foley (1999) que hacen un esfuerzo por considerar el balance de las variables hidrológicas estudiadas. Sin embargo, en ninguno de los dos estudios se llega a conclusiones sobre la consistencia de las tendencias a la luz de las ecuaciones de balance que relacionan las variables estudiadas. Esto puede deberse a que el cierre de las ecuaciones de balance usando información de sensores remotos es todavía un reto debido a la incertidumbre de los datos (Oliveira et al., 2014). En este estudio se propone evaluar la consistencia de las ecuaciones de balance hídrico general y de largo plazo evaluando para el primero el cierre del balance, y para el balance hídrico de largo plazo la consistencia de las tendencias a la luz de la ecuación de balance.

Existe un número considerable de pruebas estadísticas paramétricas y no paramétricas para detectar tendencias de largo plazo en series de tiempo de cualquier naturaleza. Las pruebas paramétricas son potentes, pero requieren que los valores estudiados sigan una distribución normal y sean independientes, mientras que las pruebas no paramétricas en general sólo requieren que los valores sean independientes. Una de las

pruebas no paramétricas más usada para estimar tendencias es la prueba estadística Mann-Kendall (Kendall, 1957), que considera en la hipótesis nula que los datos son independientes y están ordenados aleatoriamente, por lo que no hay tendencia o una estructura de correlación en las observaciones. Esto significa que la hipótesis nula no sólo asevera que no hay tendencias en los datos, sino también que no existe correlación entre ellos. En hidrología frecuentemente es necesario estudiar tendencias de largo plazo en variables autocorrelacionadas en el tiempo. Éste es el caso de las variables analizadas en este estudio. El uso de la prueba para sustentar la existencia de tendencias en las variables puede llevar a malas interpretaciones en los resultados, ya que se puede rechazar la hipótesis nula debido a la existencia de la autocorrelación y no debido a la existencia de una tendencia significativa.

Hirsch, Alexander, & Smith (1991) desarrollaron una modificación a la prueba original, que es conocida como la prueba Mann-Kendall estacional. Esta modificación tiene en cuenta la presencia de un ciclo estacional en la serie, y la divide en un número de clases de acuerdo con la discretización de las fases del ciclo. En esta prueba se calcula el estadístico por separado para cada fase del ciclo y se elimina así el efecto de la correlación debida a la periodicidad en la prueba Mann-Kendall. Este método tiene varias limitaciones. No tiene en cuenta el efecto de la correlación que puede estar presente aún entre mediciones que se encuentran en la misma fase estacional, y la estimación y discretización es subjetiva y limitada a un solo ciclo, cuando es conocido que en las variables hidrológicas la influencia de varios modos de variabilidad, que influyen a diferentes frecuencias y amplitudes se superponen (Hamed & Rao, 1998). En este estudio se usa la modificación para datos autocorrelacionados de la prueba Mann-Kendall desarrollada por Hamed & Rao (1998), que es no paramétrica, apropiada para datos autocorrelacionados y además estima la significancia de acuerdo con la autocorrelación calculada de la serie. Hamed & Rao (1998) comprobaron mediante numerosas simulaciones que la potencia de esta prueba es similar a la de la prueba Mann-Kendall original cuando esta se usa en datos que son independientes. La prueba Mann Kendall estima el signo, pero no la magnitud de la tendencia. Para estimar la magnitud de la tendencia, en este estudio se usó el estadístico β de la regresión lineal estimado sobre la serie con sus modos de variabilidad filtrados, usando el estimador de Sen (1968), que está basado en el coeficiente de correlación de rango Tau, desarrollado por Kendall (1957). Sen (1968) propone un estimador puntual y sus intervalos de confianza, y demuestra que tanto el estimador puntual como sus bandas de confianza son invariantes, no sesgados, válidos para dos variables aun cuando hay un componente aleatorio de error en ellas.

Hirsch et al. (1991) recomiendan no aplicar las dos pruebas estadísticas sobre las series crudas, sino, aplicando un filtro previamente para reducir la variabilidad, ya que la potencia y

eficiencia de cualquier procedimiento para estimar la magnitud de una tendencia aumenta si la variabilidad de los datos se puede reducir. Muchas de las técnicas utilizadas para el filtrado de variabilidad o ruido en señales están fundadas en presuposiciones matemáticas sobre la naturaleza de los datos que no siempre son satisfechas por los datos de naturaleza hidrológica. Por ejemplo, el análisis espectral de Fourier requiere que los datos sean estacionarios y lineales, y basa la descomposición en funciones trigonométricas. Huang et al. (1998) desarrollaron la descomposición en modos empíricos (DME), un método de base adaptativa adecuado para series de tiempo no estacionarias y no lineales, que es ampliamente usado en el análisis de series de tiempo hidroclimáticas, y es el usado en este estudio para remover la variabilidad natural, y encontrar la tendencia media de las series.

MÉTODOS

Para realizar el análisis de la consistencia de los cambios en las variables del ciclo hidrológico es necesario contar con información de cada una de ellas. Las fuentes principales de información que se usaron en este trabajo como estimaciones de escorrentía superficial (R), precipitación (P), evapotranspiración real (ETR), y agua almacenada en el suelo (dS) para la estimación de su cambio temporal (dS/dt) obedecen a mediciones remotas y en tierra de dichas variables. Las series de escorrentía media mensual se calcularon al dividir las series de caudal entre el área de la cuenca. Las series de precipitación, evapotranspiración real y cambio en el almacenamiento se estimaron al calcular el promedio espacial en cada cuenca de los mapas mensuales.

La escorrentía superficial es una variable que rara vez se mide directamente debido a que muchas veces es más fácil y útil medir el caudal, como el efecto acumulativo de la escorrentía superficial en el área de drenaje de una cuenca. En este estudio se usó la información de caudal suministrada por la Agencia Nacional de Aguas del Brasil (ANA) (<https://www.ana.gov.br/>). Aunque la base de datos proporcionada por la ANA contaba con información de muchas más estaciones que las usadas en este estudio, y con largos periodos de registro en algunas estaciones (más de 100 años), se realizó un primer filtro de calidad de información en el que se preseleccionaron las estaciones y periodo de registro de tal forma que en ningún mes hubiese más del 50% de las estaciones con información faltante. Como resultado de la preselección de estaciones se escogieron las 109 estaciones con información mensual en el periodo enero 1979 a diciembre de 2015 (36 años) que se muestran en la Figura 1. Las cuencas aferentes a estas estaciones son el objeto de este estudio.

Como estimación de la precipitación se usó la base de datos del *Climate Hazards Group InfraRed Precipitation with Station*

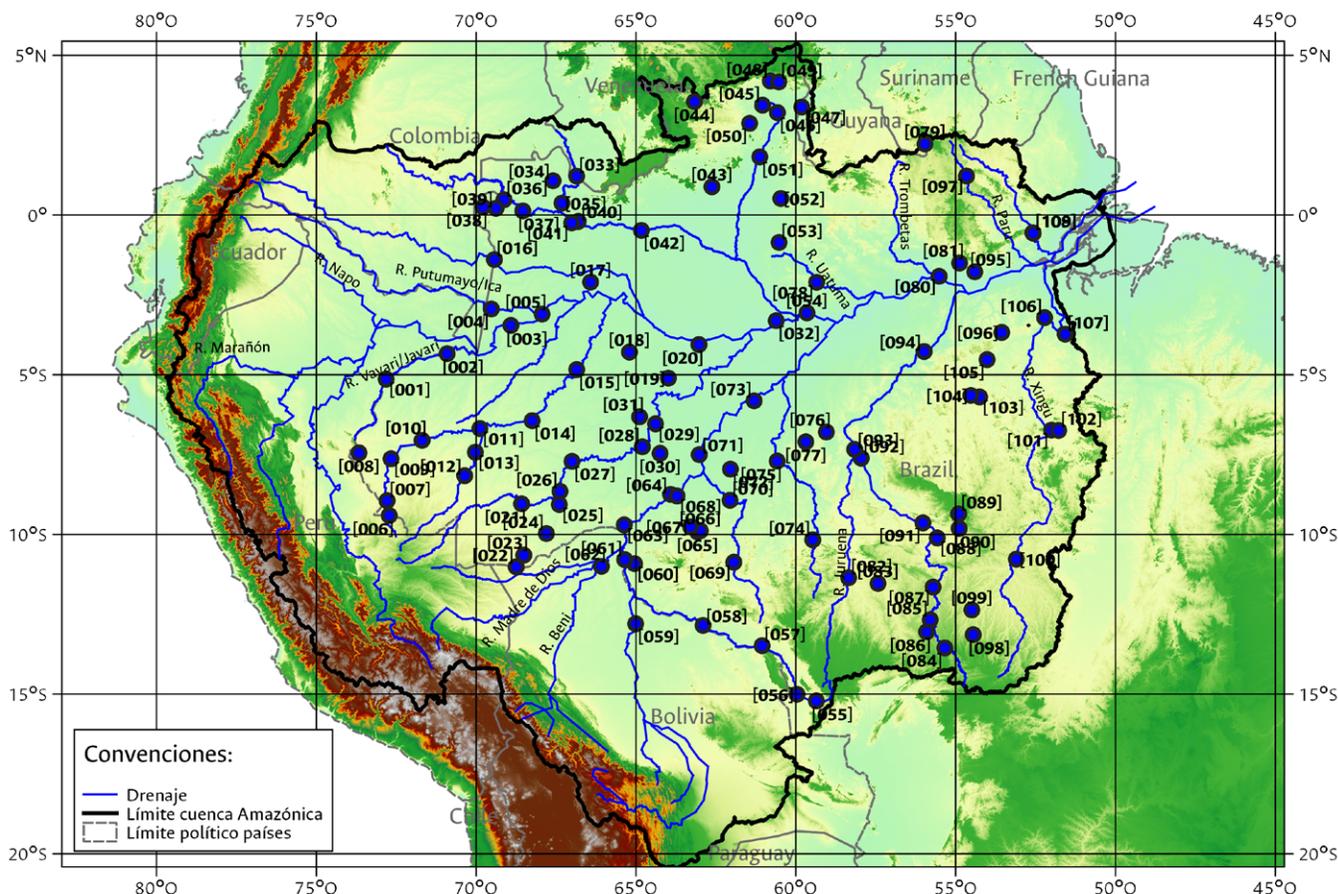
data (CHIRPS) desarrollada por Funk et al. (2014) a resolución mensual. Esta información tiene un periodo de registro desde enero de 1981 hasta diciembre de 2017 (37 años) y una resolución espacial de 0.05° (aproximadamente 5km en el Ecuador). El campo medio de largo plazo en la Amazonia se muestra en la Figura 2.

CHIRPS reúne diferentes fuentes de datos para la estimación del campo de precipitación. Inicialmente estima la precipitación infra roja con base en información satelital, mediante la detección de picos de frío en el techo de las nubes. Luego, ésta información asimila datos de las estaciones en tierra y completa los datos faltantes para dar lugar a su producto final (Funk et al., 2014).

La información de evapotranspiración real en la Amazonia que fue usada en este estudio es el producto del trabajo de Paca et al. (2019), a una resolución espacial de 0.0025° (aproximadamente 300m en el Ecuador), en el periodo comprendido entre enero de 2003 y diciembre de 2013. Este producto es resultado de la unión de diferentes productos satelitales de evapotranspiración seleccionados, y de una posterior validación usando torres de medición atmosférica. El valor medio de largo plazo de la evapotranspiración real estimada usando este campo se puede observar en la Figura 3. A pesar de la información faltante en la zona cercana los 0° Norte y 50° Oeste, la base de datos cuenta con información suficiente para el cálculo de la evapotranspiración en todas las cuencas aferentes a las estaciones de caudal.

La base de datos de agua en el suelo seleccionada para este estudio es la de anomalías en el almacenamiento de agua en el suelo (*Land Water Storage Anomalies*) estimadas por JPL Tellus Nivel-3 (*Jet Propulsion Laboratory*) al agregar la información del modelo NOAA del GLDAS (*Global Data Assimilation System*). Esta información se encuentra disponible a una resolución espacial de 1° (aproximadamente 110km en el Ecuador), entre enero de 2001 y diciembre de 2014.

Las estimaciones de anomalías de agua almacenada en el suelo son obtenidas respecto a la media del periodo 2003-2007 y son comparables en resolución espacial y temporal a la lámina de agua equivalente de GRACE. Los almacenamientos que se incluyen en las anomalías son las cantidades de agua presentes en el suelo, la nieve y el follaje de los árboles. Una limitación de la información de GRACE, que calcula directamente las anomalías, es que no es posible diferenciar qué parte de la masa de agua se mueve en superficie, en la atmósfera o al interior del suelo, y es común en trabajos de investigación considerar que, por los tiempos de residencia de la masa de agua de la atmósfera y el agua superficial, que esos cambios medios ocurren por cambios en la masa de agua del suelo. Por esta razón se seleccionó la información de GLDAS, ya que asimila la información de varias fuentes de datos.



[ID] - Código - Nombre de la estación

- | | | |
|--|---|---|
| ● [001]-10200000-PALMEIRAS DO JAVARI | ● [037]-14280001-TARAQUA | ● [074]-15750000-HUMBOLDT |
| ● [002]-10500000-ESTIRAO DO REPOUSO | ● [038]-14300000-PARI CACHOEIRA | ● [075]-15800000-BOCA DO GUARIBA |
| ● [003]-11400000-SAO PAULO DE OLIVENCA | ● [039]-14310000-CUNURI | ● [076]-15910000-SANTAREM SUCUNDURI |
| ● [004]-11450000-PIRANGA VELHO | ● [040]-14330000-CURICURIARI | ● [077]-15930000-ACARI BR-230 |
| ● [005]-11500000-SANTO ANTONIO DO ICA | ● [041]-14350000-JUSANTE DA CACHOEIRA DO CAJU | ● [078]-16100000-CACHOEIRA MORENA |
| ● [006]-12360000-FOZ DO BREU | ● [042]-14420000-SERRINHA | ● [079]-16700000-TIRIOS |
| ● [007]-12370000-THAMATURGO | ● [043]-14440000-POSTO AJURICABA | ● [080]-17050001-OBIDOS |
| ● [008]-12400000-SERRA DO MOA | ● [044]-14488000-UAICAS | ● [081]-17090000-BOCA DO INFERNO |
| ● [009]-12500000-CRUZEIRO DO SUL | ● [045]-14495000-FAZENDA CAJUPIRANGA | ● [082]-17093000-FONTANILHAS |
| ● [010]-12520000-IPIXUNA | ● [046]-14515000-FAZENDA PASSARAO | ● [083]-17120000-PORTO DOS GAUCHOS |
| ● [011]-12550000-EIRUNEPE - MONTANTE | ● [047]-14526000-BONFIM | ● [084]-17200000-PORTO RONCADOR |
| ● [012]-12650000-FEIJO | ● [048]-14530000-VILA SURUMU | ● [085]-17210000-TELES PIRES |
| ● [013]-12680000-ENVIRA | ● [049]-14550000-MALOCA DO CONTAO | ● [086]-17230000-PCH CANOA |
| ● [014]-12700000-SANTOS DUMONT | ● [050]-14680001-FE E ESPERANCA | ● [087]-17280000-CACHOEIRAO |
| ● [015]-12840000-GAVIAO | ● [051]-14710000-CARACARAI | ● [088]-17340000-INDECO |
| ● [016]-12845000-VILA BITTENCOURT | ● [052]-14845000-FAZENDA SAO JOSE | ● [089]-17345000-BASE DO CACHIMBO |
| ● [017]-12870000-BARREIRINHA | ● [053]-14850000-BASE ALALAU | ● [090]-17350000-CACHIMBO |
| ● [018]-12880000-ESTIRAO DA SANTA CRUZ | ● [054]-15030000-JATUARANA | ● [091]-17380000-JUSANTE FOZ PEIXOTO DE AZEVEDO |
| ● [019]-13100000-SERINGAL MOREIRA | ● [055]-15050000-PONTES E LACERDA | ● [092]-17420000-TRES MARIAS |
| ● [020]-13150000-ITAPEUA | ● [056]-15120001-MATO GROSSO | ● [093]-17430000-BARRA DO SAO MANUEL |
| ● [021]-13410000-SERINGAL DA CARIDADE | ● [057]-15130000-PIMENTEIRAS | ● [094]-17730000-ITAITUBA |
| ● [022]-13470000-BRASILEIA | ● [058]-15150000-PEDRAS NEGRAS | ● [095]-18200000-ARAPARI |
| ● [023]-13550000-XAPURI | ● [059]-15242000-PUERTO SILES | ● [096]-18250000-URUARA |
| ● [024]-13600002-RIO BRANCO | ● [060]-15248010-BOCA DO POMPEU - JUSANTE | ● [097]-18280000-APALAI |
| ● [025]-13650000-FLORIANO PEIXOTO | ● [061]-15250000-GUAJARA-MIRIM | ● [098]-18420000-FAZENDA ITAGUACU |
| ● [026]-13710001-VALPARAISO - MONTANTE | ● [062]-15292000-RIBERALTA | ● [099]-18423000-CONSUL |
| ● [027]-13750000-SERINGAL FORTALEZA | ● [063]-15320002-ABUNA | ● [100]-18430000-PASSAGEM BR-080 |
| ● [028]-13870000-LABREA | ● [064]-15400000-PORTO VELHO | ● [101]-18460000-BOA SORTE |
| ● [029]-13880000-CANUTAMA | ● [065]-15430000-ARIQUEMES | ● [102]-18500000-BOA ESPERANCA |
| ● [030]-13885000-CRISTO | ● [066]-15431000-FAZENDA RIO BRANCO | ● [103]-18600000-LARANJEIRAS |
| ● [031]-13886000-BACABA | ● [067]-15432000-MINERCAO PONTE MASSANGANA | ● [104]-18650000-CAJUEIRO |
| ● [032]-14100000-MANACAPURU | ● [068]-15550000-SANTA ISABEL | ● [105]-18700000-PEDRA DO O |
| ● [033]-14110000-CUCUI | ● [069]-15560000-JI-PARANA | ● [106]-18850000-ALTAMIRA |
| ● [034]-14230000-MISSAO ICANA | ● [070]-15580000-TABAJARA | ● [107]-18880000-FAZENDA CIPAUBA |
| ● [035]-14250000-SAO FELIPE | ● [071]-15630000-HUMAITA | ● [108]-19100000-IRATAPURU |
| ● [036]-14260000-UARACU | ● [072]-15650000-MALOCA TENHARIM | ● [109]-19150000-SAO FRANCISCO |
| | ● [073]-15700000-MANICORE | |

Figura 1. Estaciones de caudal (ANA, 2014). Flow stations (ANA, 2014)

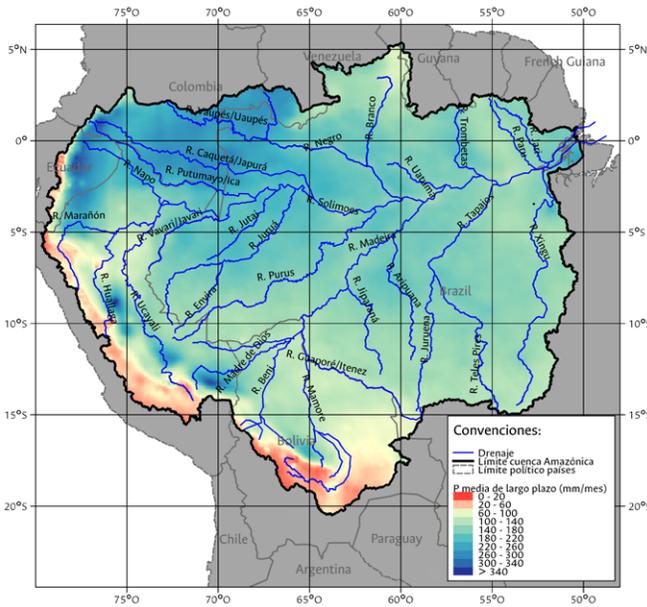


Figura 2. Precipitación media de largo plazo de CHIRPS (Funk et al., 2014). Precipitation average calculated with CHIRPS (Funk et al., 2014)

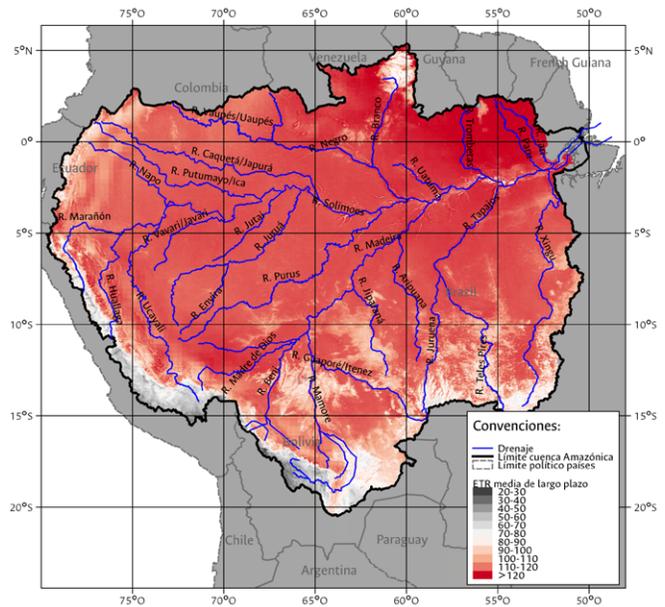


Figura 3. Evapotranspiración real media de largo plazo (Paca et al., 2019).

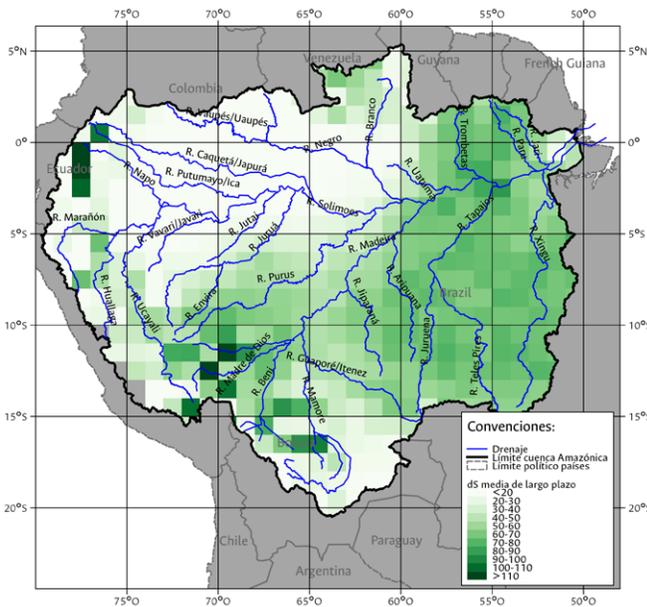


Figura 4. Anomalías en el agua almacenada en el suelo en el largo plazo (Rodell et al., 2004). Average Soil Water Storage Variation (Rodell et al., 2004)

Como se explicó anteriormente, las anomalías en el almacenamiento representan la cantidad de agua almacenada en el suelo en un mes menos la cantidad almacenada en el periodo 2003 – 2007. La cantidad total de agua almacenada en el suelo se podría obtener si existiera una estimación del almacenamiento medio en dicho periodo, sin embargo, no es posible conocer dicha cantidad. Esto no representa un inconveniente para este

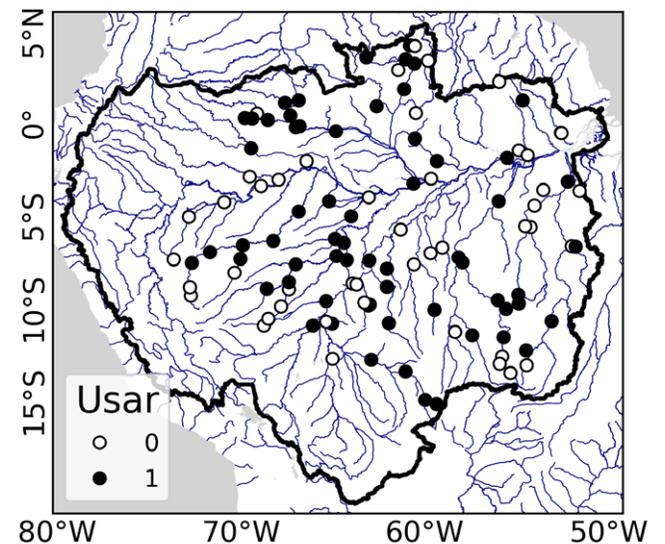


Figura 5. Sitios de cierre de la ecuación de balance hídrico para las distintas sub-cuencas estudiadas.

estudio puesto que para verificar la consistencia de la ecuación de balance hídrico es necesario conocer el cambio en el almacenamiento, que se calculó como la derivada de la serie de anomalías en el almacenamiento usando la ecuación [1].

$$\left(\frac{dS}{dt}\right)_i = \frac{dS_{i+1} - dS_i}{t_{i+1} - t_i} \quad [1]$$

Las series de tiempo fueron reconstruidas para lograr un periodo de información sin faltantes desde 1995 hasta 2015. La ausencia de información faltante es necesaria para la aplicación de la metodología de filtrado de variabilidad natural para la detección de tendencias de largo plazo. Para la reconstrucción se usó la metodología presentada por Kondrashov & Ghil (2006). Luego de validar la bondad de la reconstrucción se seleccionaron 64 cuencas con resultados de reconstrucción favorables, cuyos sitios de cierre que se muestran en la Figura 5.

La descomposición en modos empíricos (DME) es una técnica desarrollada por Huang et al. (1998) que busca encontrar las funciones de modo intrínsecas (FMI) dentro de las series de tiempo, como funciones de frecuencia con el fin de calcular en ellas el espectro de Hilbert. Una FMI representa un modo de oscilación que está embebido en los datos. Es una función que satisface dos condiciones: (1) el número de extremos y el número de cruces por cero debe ser igual o diferir a lo sumo por uno; y (2) la línea media entre las dos envolventes, formadas al unir los puntos de inflexión máximos y los mínimos es la recta igual a cero en cualquier punto. Una FMI no está restringida a una

sola amplitud o frecuencia, es decir, puede ser una función con amplitud y frecuencia modulada.

Como una serie natural $X(t) = x_1, x_2, \dots, x_n$ tiene embebidas una cantidad finita de FMI, el proceso iterativo empírico para encontrarlas es la DME. Para encontrar una FMI se sigue el siguiente procedimiento:

Paso 1: calcular las envolventes de los máximos y mínimos como splines cúbicos que conectan los máximos y mínimos locales de la serie, respectivamente. Paso 2: Calcular la línea media entre las 2 envolventes m_0 (ver Figura 6 a y b). Paso 3: Calcular la primera iteración h_1 al restarle m_0 a la serie $X(t)$ (ver ecuación [2]). Paso 4: Repetir los pasos 1, 2 y 3 nuevamente sobre h_1 , para calcular h_2 (ver ecuación [3]) y repetir k veces hasta que h_k cumpla las 2 condiciones para ser considerada una FMI (ver ecuación [4]).

$$X(t) - m_0 = h_1 \quad [2]$$

$$h_1 - m_1 = h_2 \quad [16]$$

$$h_{k-1} - m_{k-1} = h_k = FMI_1 \quad [17]$$

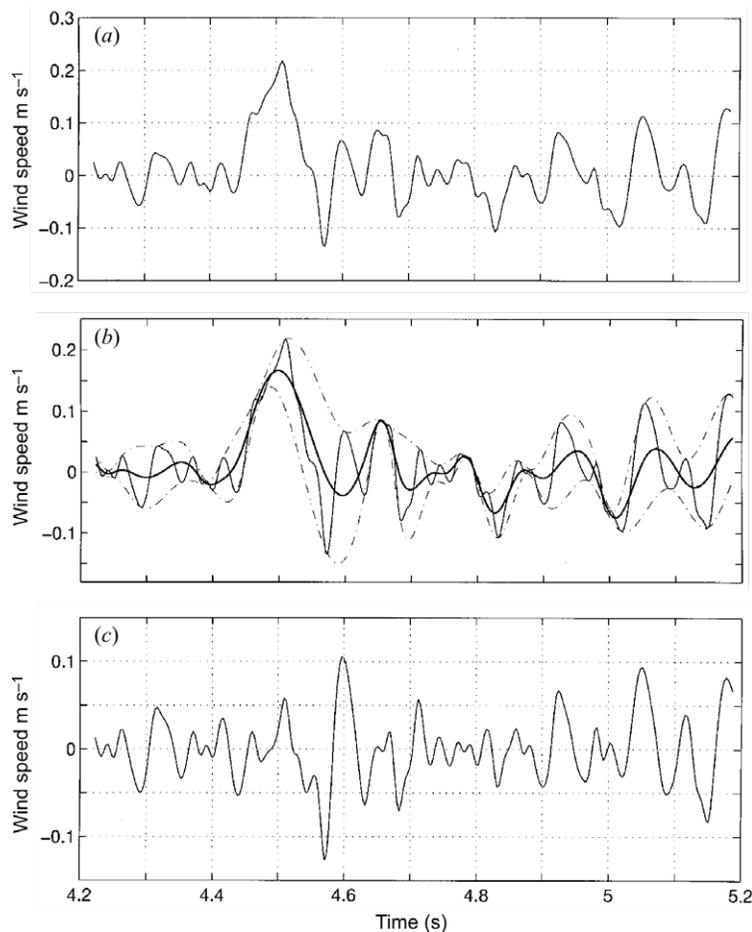


Figura 6. Proceso iterativo para el cálculo de la primera FMI. Tomado de Huang et al. (1998). Iterative process for calculating Intrinsic Mode Functions. Taken from Huang et al. (1998)

El cálculo de cada FMI es un proceso iterativo que requiere un criterio de parada. Huang et al. (1998) proponen parar cuando la desviación estándar entre dos iteraciones consecutivas SD (ver ecuación [5]) alcance un valor definido previamente, que ellos proponen que esté entre 0.2 y 0.3.

$$SD = \sum_{t=0}^T \left[\frac{|h_{k-1}(t) - h_k(t)|^2}{h_{k-1}(t)^2} \right] \quad [5]$$

La primera función de modo intrínseca FMI_1 es el modo de oscilación de menor escala de tiempo, o de periodo más corto. El primer residuo r_1 resulta de filtrar (restar) de la serie original a FMI_1 (ver ecuación [6]). Este procedimiento remueve la variabilidad asociada al primer modo de oscilación, pero r_1 aún contiene información de la variabilidad a escalas mayores de tiempo. Luego de aplicar el procedimiento iterativo descrito anteriormente sobre r_1 se encuentran las sucesivas FMI_2, \dots, FMI_n , y los sucesivos residuos r_2, \dots, r_n , hasta que el último residuo r_n es una función monótonica de la que ya no se pueden extraer más FMI. Aun cuando la media de la serie original sea igual a cero es posible que el residuo r_n no sea igual a cero, sin embargo, en las series con tendencia el residuo final es la tendencia media de la serie, puesto que las FMI_n filtradas están centradas en cero por definición, y la serie original es la suma de todas las FMI_n y el residuo final r_n (ver ecuación [7] y Figura 32).

$$X(t) - FMI_1 = r_1 \quad [6]$$

$$X(t) = \left(\sum_{i=1}^n FMI_i \right) + r_n \quad [7]$$

La descomposición sirve entonces para separar el residuo de la variabilidad natural, que representa la tendencia de la media, y tener una serie filtrada sobre la cuál aplicar la prueba de tendencia.

Para calcular la prueba de tendencia no paramétrica original, desarrollada por Kendall (1957), para 2 conjuntos de observaciones $X = x_1, x_2, \dots, x_n$ y $Y = y_1, y_2, \dots, y_n$ se calcula el estadístico S como se muestra en la ecuación [8]: Donde a_{ij} se calcula como se muestra en la ecuación [9] y b_{ij} de manera similar para las observaciones en Y :

$$S = \sum_{i < j} a_{ij} b_{ij} \quad [8]$$

$$a_{ij} = \text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 & x_j < x_i \\ 0 & x_j = x_i \\ -1 & x_j > x_i \end{cases} \quad [9]$$

Bajo la hipótesis nula de que X y Y son independientes y están ordenados aleatoriamente, condición que no se cumple para las variables analizadas este estudio, el estadístico tiende a la normalidad para tamaños de muestra grandes, con media y varianza dadas por las ecuaciones [10] y [11].

$$E(S) = 0 \quad [10]$$

$$\text{var}(S) = n(n-1)(2n+5)/18 \quad [11]$$

Si se considera que el conjunto de observaciones Y es el tiempo en que fueron tomadas las observaciones X , la expresión para calcular el estadístico se reduce a lo que se muestra en la ecuación [12], con la misma media y varianza que se muestra

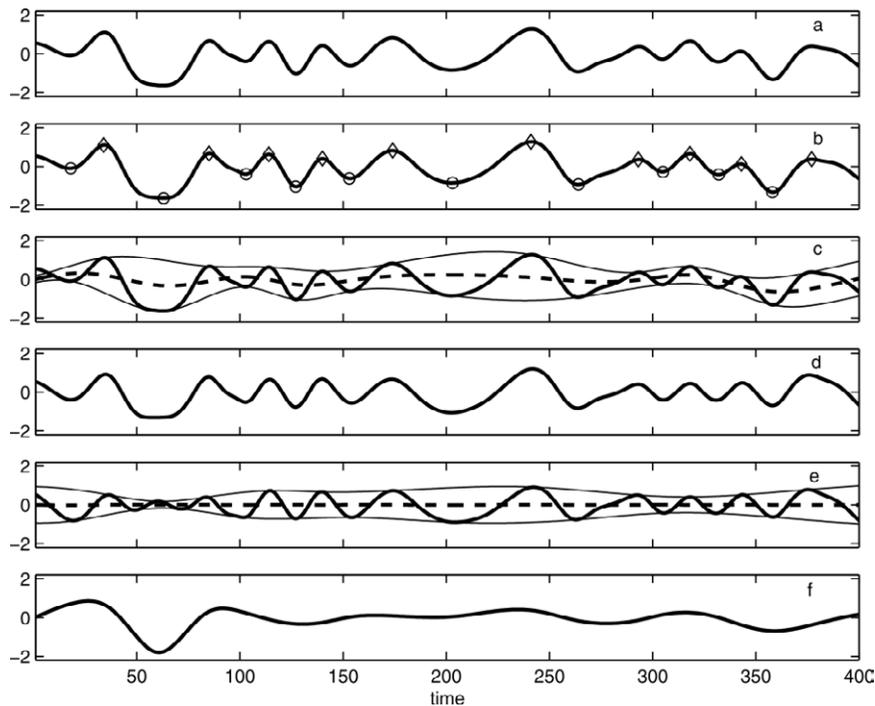


Figura 7. Ejemplo de DME en una serie (a), con las FMI_1 a FMI_6 (b,c,d,e,f y g) y r_n (h). Tomado de Huang & Wu (2008).

en las ecuaciones [10] y [11] y la prueba puede usarse como una prueba de tendencia.

$$S = \sum_{i < j} a_{ij} \quad [12]$$

La significancia de las tendencias se pone a prueba al comparar el estadístico S , que resulta de estandarizar S , como se muestra en la ecuación [13], con la variable normal estándar al nivel de significancia deseado.

$$Z = S / [\text{var}(S)]^{0.5} \quad [13]$$

Como se discutió anteriormente, la suposición de la que se deriva el cálculo de la media y varianza de no es válida para las variables analizadas en este estudio. Hamed & Rao (1998) abordaron la prueba desarrollada por Kendall (1957) desde un enfoque diferente, que corrige el efecto de la autocorrelación en el cálculo de la varianza. Para abordar el enfoque que considera la autocorrelación, Hamed & Rao (1998) reescriben la expresión usada para calcular $\text{var}(S)$ en términos de a_{ij} , como se muestra en la ecuación [14], donde $E(a_{ij} a_{kl})$ se calcula como se muestra en la ecuación [15], y r_{ijkl} se calcula como se muestra en la ecuación [16].

$$\text{var}(S) = E(S^2) = E\left(\sum_{i < j, k < l} E(a_{ij} a_{kl})\right) \quad [8]$$

$$E(a_{ij} a_{kl}) = \frac{2}{\pi} \text{sen}^{-1}(r_{ijkl}) \quad [9]$$

$$r_{ijkl} = \frac{\rho(j-l) - \rho(i-l) - \rho(j-k) + \rho(i-k)}{2\sqrt{[1 - \rho(j-i)][1 - \rho(l-k)]}} \quad [10]$$

Hamed & Rao (1998) proponen una aproximación a la ecuación [14] en la que se usa un factor de corrección del tamaño de muestra n , por el efecto de la autocorrelación. La expresión que calcula la varianza aproximada se presenta en la ecuación [17], donde la corrección (n/n_s^*) se calcula como se muestra en la ecuación [18], en la que $\rho_s(i)$ es la función de autocorrelación de los rangos de las observaciones.

$$V^*(S) = \text{var}(S) \frac{n}{n_s^*} = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \left(\frac{n}{n_s^*}\right) \quad [17]$$

$$\left(\frac{n}{n_s^*}\right) = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2)\rho_s(i) \quad [18]$$

De acuerdo con los resultados obtenidos por Hamed & Rao (1998) la aproximación es más potente cuanto más grande es el tamaño de muestra n . El resultado de la prueba y su significancia se determina usando esta varianza modificada en el cálculo del estadístico de la prueba estandarizado, reemplazando la ecuación [17] en la ecuación [13].

Sen (1968) presentó un estimador no sesgado del coeficiente β de la regresión lineal, basado en el coeficiente de correlación

de Kendall. Este coeficiente sirve como estimador de la magnitud de la tendencia media de una serie de tiempo cuando se toma como variable de la regresión el tiempo. Supóngase que se tiene un conjunto de observaciones $X = x_1, x_2, \dots, x_n$, tomadas en tiempos $Y = y_1, y_2, \dots, y_n$. Si es el número de tiempos diferentes para los que se tomaron las observaciones ($t_i \neq t_j$), el estimador de β es la mediana de las pendientes entre cada par de datos correspondientes a tiempos diferentes y se calcula como se muestra en las ecuaciones [19] y [20].

$$b_i = \left(\frac{x_j - x_i}{y_j - y_i}\right) \quad 1 \leq i < j \leq n \quad [19]$$

$$\beta = \begin{cases} b_{m+1} & , m = \frac{N-1}{2} \\ \frac{1}{2}(b_m + b_{m+1}) & , m = \frac{N}{2} \end{cases} \quad [20]$$

Una vez calculadas las tendencias, para evaluar la consistencia con el balance hídrico consideremos una cuenca como la que se presenta en la Figura 8 (a) hasta un punto de cierre ubicado en el cauce principal, como es natural con sus límites definidos por la línea divisoria de aguas. La cuenca interactúa con la atmósfera recibiendo y entregando agua que es transportada por el viento en forma de vapor de agua. Parte del agua llega a la cuenca en forma de nubes de las que se precipita en forma de lluvia. Parte del agua de la cuenca se evapora usando la energía de la radiación que recibe del sol, la energía cinética del viento y la actividad vegetal de las plantas que tiene en su superficie que toman del agua que está almacenada en el suelo para sobrevivir.

Supongamos que podemos aislar el volumen de control comprendido entre la superficie del suelo de la cuenca y la roca impermeable, y delimitarlo haciendo una prolongación vertical de las divisorias de aguas. Este volumen de control que representa el suelo de la cuenca de manera aislada se muestra en la Figura 8 (b), donde $S(t)$ es el volumen de agua almacenada en el volumen de control por unidad de área. $S(t)$ comprende tanto el agua almacenada en el suelo, como el agua que se encuentra en la superficie en un determinado intervalo de tiempo, y los intercambios de agua descritos anteriormente están representados por las flechas, que indican el ingreso de agua al volumen de control por cuenta de la precipitación $P(t)$, y la salida por cuenta de la evapotranspiración $ETR(t)$ y la escorrentía a la salida de la cuenca $R(t)$.

Se debe considerar la siguiente hipótesis sobre la definición del volumen de control de la que se deriva la ecuación [21] del balance hídrico. El volumen de control definido en la Figura 8 (b) no tiene intercambio de agua a nivel subterráneo. Es posible que esta consideración no se cumpla para cuencas de gran tamaño como las consideradas en este estudio, en las que las discontinuidades de la roca en los bordes de la cuenca pueden estar orientadas de tal forma que haya flujos a través de las superficies definidas por la prolongación vertical de la divisoria de aguas.

$$\frac{dS(t)}{dt} = P(t) - ETR(t) - R(t) \quad [21]$$

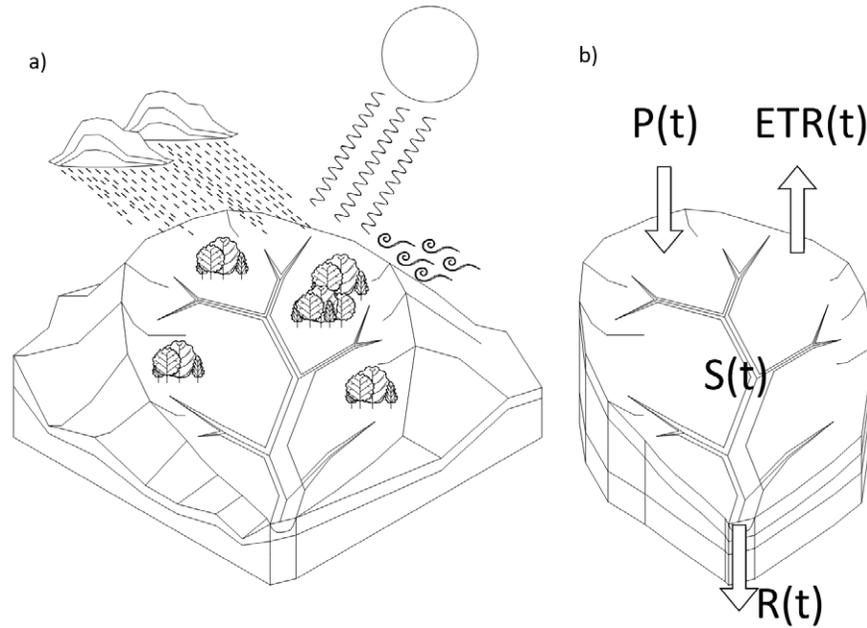


Figura 8. Volumen de control definido en la cuenca hidrográfica para la aplicación de la ecuación de balance hídrico.

Consideremos la ecuación [21] de balance hídrico. Dicha ecuación puede integrarse en un intervalo de tiempo igual a y se puede multiplicar a ambos lados por Δt , lo que hace que pueda ser escrita como la ecuación [22].

$$\frac{1}{T} \int_0^T \frac{dS(t)}{dt} dt = \frac{1}{T} \int_0^T P(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T ETR(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T R(t) dt$$

$$\frac{[S(T) - S(0)]}{T} = \frac{1}{T} \int_0^T P(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T ETR(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T R(t) dt \quad [22]$$

si $T \rightarrow \infty$

$$0 = \bar{P} - \overline{ETR} - \bar{R} \quad [23]$$

Cuando la expresión [22] se evalúa en un lapso de tiempo muy largo, es decir $T \rightarrow \infty$, el término de la parte izquierda de la ecuación tiende a cero y la expresión se transforma en la ecuación [23] de balance hídrico de largo plazo.

Existe un tamaño crítico para el intervalo de tiempo T que separa la condición de largo plazo del balance hídrico general. Se evaluará si el periodo de 20 años considerado en este estudio es suficiente para considerar que se cumple el largo plazo evaluando el lado derecho (expresión [24]) y el lado izquierdo (expresión [25]) para aumentos progresivos de T , y verificando que en el corto plazo los valores sean iguales, pero además que al final ambos tiendan a cero de manera asintótica.

$$\frac{[S(T) - S(0)]}{T} \quad [24]$$

$$\frac{1}{T} \int_0^T P(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T ETR(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T R(t) dt \quad [25]$$

Se cuenta en este estudio con información reconstruida de cada una de las variables de la ecuación [22] de balance hídrico, para los 20 años de periodo de registro comprendidos entre febrero de 1995 y febrero de 2015. La longitud de las series reconstruidas se considera suficiente para que las aproximaciones de las que se deriva esa ecuación sean válidas.

Se evaluó en este estudio la consistencia de la ecuación [23] calculando el error de cierre en el balance hídrico de largo plazo como la magnitud de la resta $\bar{P} - \overline{ETR} - \bar{R}$. Para esto se usaron los valores medios de las variables en el periodo de tiempo de estudio.

También se consideró que las medias de las variables del balance hídrico (\bar{P} , \overline{ETR} y \bar{R}) cambian en el tiempo. Para esto, se tomó como base la suposición de que, aunque no se conocen, existen valores medios de largo plazo estimados (\bar{P}_0 , \overline{ETR}_0 y \bar{R}_0) para un periodo lo suficientemente largo, justo antes de iniciar el periodo de tiempo que se considera en este estudio (ΔT), de tal forma que dichos valores cumplen el balance de masa estimado para el largo plazo planteado en la ecuación [23]. Al final del periodo de tiempo se puede escribir la ecuación [23] como se muestra en la ecuación [26], donde $\Delta \bar{P} / \Delta T$, $\Delta \overline{ETR} / \Delta T$ y $\Delta \bar{R} / \Delta T$, y son las tendencias o cambios de la media para el periodo de tiempo ΔT .

$$0 = \left(\bar{P}_0 + \frac{\Delta \bar{P}}{\Delta T} \Delta T \right) - \left(\overline{ETR}_0 + \frac{\Delta \overline{ETR}}{\Delta T} \Delta T \right) - \left(\bar{R}_0 + \frac{\Delta \bar{R}}{\Delta T} \Delta T \right) \quad [26]$$

reescribiendo la ecuación [26] se tiene que:

$$0 = (\bar{P}_0 - \overline{ETR}_0 - \bar{R}_0) + \Delta T \left(\frac{\Delta \bar{P}}{\Delta T} - \frac{\Delta \overline{ETR}}{\Delta T} - \frac{\Delta \bar{R}}{\Delta T} \right)$$

y de la ecuación [26] obtenemos que:

$$0 = \frac{\Delta \bar{P}}{\Delta T} - \frac{\Delta \overline{ETR}}{\Delta T} - \frac{\Delta \bar{R}}{\Delta T} \quad [27]$$

La ecuación [27] es la de balance hídrico de largo plazo para las tendencias medias de las variables. Inicialmente se verificó que los signos de las tendencias de largo plazo, estimados mediante la prueba Mann-Kendall tuvieran consistencia. La evaluación de la consistencia de los signos del balance verifica que, para los signos de las tendencias (positivas, negativas o cero) existan magnitudes tales que la igualdad propuesta en la ecuación [27] se cumpla.

Se evaluó la consistencia en las tendencias del balance hídrico a la luz de la ecuación [27]. Se evaluó inicialmente sólo la consistencia en los signos de las tendencias calculados con la prueba Mann-Kendall, para saber si los resultados de la prueba son consistentes para las cuencas seleccionadas.

Para que la ecuación [27] se cumpla debe cumplirse una de las condiciones lógicas que se muestra en la ecuación [28], donde la función signo (*sgn*) es la que se definió en la ecuación [3]. Esto es que si el signo de $\Delta\bar{P}/\Delta T$ es positivo, entonces alguno de los signos de $\Delta\overline{ETR}/\Delta T$ o $\Delta\bar{R}/\Delta T$ también debe ser positivo. Si el signo $\Delta\bar{P}/\Delta T$ de es negativo, entonces la suma de los signos de $\Delta\overline{ETR}/\Delta T$ y $\Delta\bar{R}/\Delta T$ debe ser cero. Y si el signo de $\Delta\bar{P}/\Delta T$ es negativo, entonces alguno de los signos de $\Delta\overline{ETR}/\Delta T$ o $\Delta\bar{R}/\Delta T$ también debe ser negativo.

$$0 = \frac{\Delta\bar{P}}{\Delta T} - \frac{\Delta\overline{ETR}}{\Delta T} - \frac{\Delta\bar{R}}{\Delta T} \text{ si y sólo si } \begin{cases} \text{sgn}\left(\frac{\Delta\bar{P}}{\Delta T}\right) = 1 \wedge \left(\text{sgn}\left(\frac{\Delta\overline{ETR}}{\Delta T}\right) = 1 \vee \text{sgn}\left(\frac{\Delta\bar{R}}{\Delta T}\right) = 1\right) \\ \text{sgn}\left(\frac{\Delta\bar{P}}{\Delta T}\right) = 0 \wedge \left(\text{sgn}\left(\frac{\Delta\overline{ETR}}{\Delta T}\right) + \text{sgn}\left(\frac{\Delta\bar{R}}{\Delta T}\right) = 0\right) \\ \text{sgn}\left(\frac{\Delta\bar{P}}{\Delta T}\right) < 0 \wedge \left(\text{sgn}\left(\frac{\Delta\overline{ETR}}{\Delta T}\right) = -1 \vee \text{sgn}\left(\frac{\Delta\bar{R}}{\Delta T}\right) = -1\right) \end{cases} \quad [28]$$

RESULTADOS

Se calcularon las FMI para las series de las variables hidrológicas en las cuencas seleccionadas para este estudio. Para las FMI de los residuos se evaluó la existencia de tendencias significativas y en los casos en que resultaron tendencias se calculó la magnitud.

La descomposición en modos empíricos separa los modos de oscilación de la serie original de la tendencia media. En la Figura 9 se muestran las series originales, los modos de oscilación y el residuo de las variables del ciclo hidrológico para la cuenca afente a la estación Ipixuna que está ubicada sobre el río Jurua.

Se puede observar que el residuo representa adecuadamente la tendencia media de la serie, y que la DME logra filtrar la variabilidad natural de la serie. Se espera que la aplicación de la DME aumente la potencia de la prueba estadística Mann-Kendall.

En cada cuenca y variable hidrológica se calculó la prueba estadística de tendencia Mann-Kendall aplicada sobre el residuo de largo plazo, que se muestra en la Figura 9 como una línea roja en el gráfico superior, para determinar si existía sobre él una tendencia significativa creciente o decreciente.

En la Figura 10 se muestra la distribución de los valores de tendencias obtenidos para cada variable hidrológica. Todas las variables presentan con una alta frecuencia tendencias no significativas o iguales a cero. En el caso de las tendencias significativas (diferentes de cero) las mayores frecuencias se presentan en las tendencias positivas, para todas las variables.

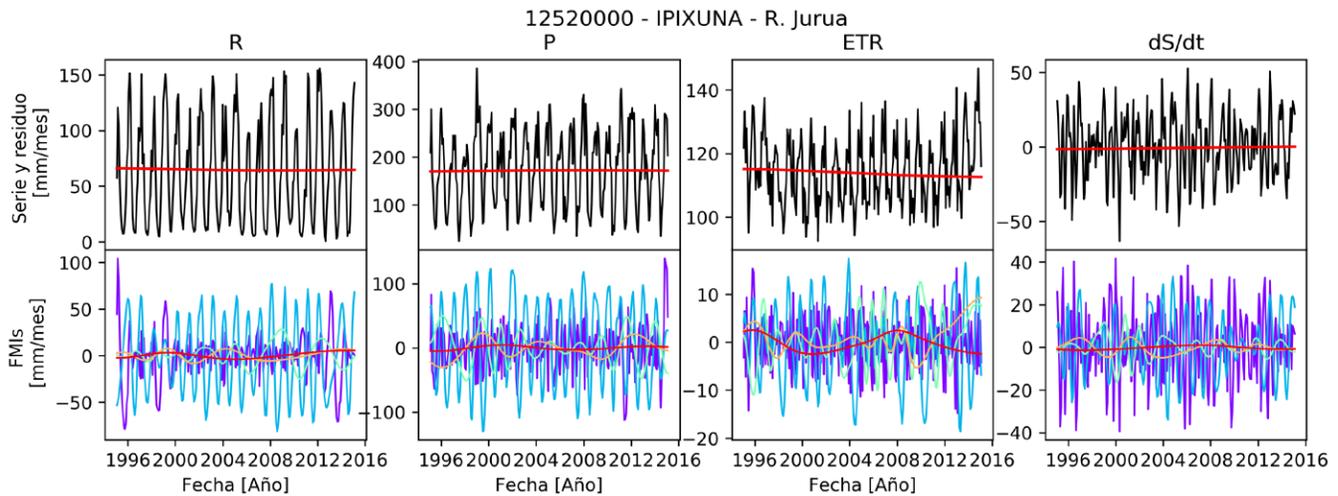


Figura 9. Descomposición en modos empíricos en la cuenca afente a la estación Ipixuna.

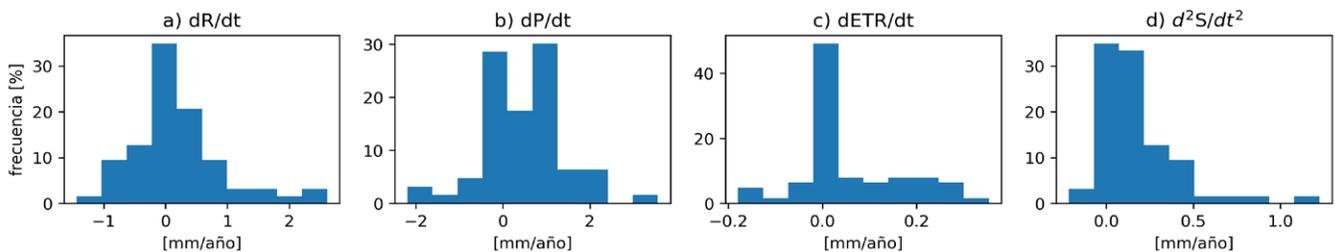


Figura 10 Histogramas de las tendencias de largo plazo. Histogram of the Long-Term Trends

En la Figura 11 se muestran los mapas de tendencias de largo plazo. La existencia de las tendencias se verificó usando la prueba Mann–Kendall, y las magnitudes de las tendencias significativas fueron calculadas usando la prueba Sen sobre el residuo de las series de variables hidrológicas en los puntos de cierre de las cuencas estudiadas.

Se confirmó en este estudio lo concluido por los anteriores autores sobre la falta de homogeneidad de las tendencias encontradas en las variables hidrológicas. No existe unanimidad en el signo de las tendencias encontradas en ninguna de las variables en la cuenca amazónica (Costa & Foley, 1999; Debortoli et al., 2017; Marengo, 2009; Oliveira et al., 2014).

Se encontraron en toda la cuenca tendencias crecientes, decrecientes y no significativas para la escorrentía (ver Figura 11). A continuación, se analizan los resultados de las tendencias de la escorrentía para las corrientes principales de la cuenca amazónica.

En ninguna subcuenca del río Xingu se obtuvieron tendencias significativas en la escorrentía. En las subcuencas del río Tapajós las tendencias en la escorrentía fueron en su gran mayoría crecientes. En todas las subcuencas del río Juruá se encontraron tendencias decrecientes en la escorrentía. En los ríos Branco y Negro, que se unen antes de llegar al río Amazonas la mayoría de las tendencias en la escorrentía fueron crecientes. En las subcuencas del río Madeira y Purus el comportamiento de las tendencias no fue homogéneo, y se presentaron tendencias de todos los signos sin seguir un patrón espacial aparente. En las cuencas de las estaciones sobre el río Amazonas se encontraron tendencias crecientes en la escorrentía. Los resultados obtenidos para la escorrentía se compararon con los resultados obtenidos para el caudal en Posada-Gil & Poveda (2015) encontrando coincidencia de las tendencias crecientes detectadas en las cuencas de los ríos Branco y Negro, y las decrecientes en las cuencas del río Juruá.

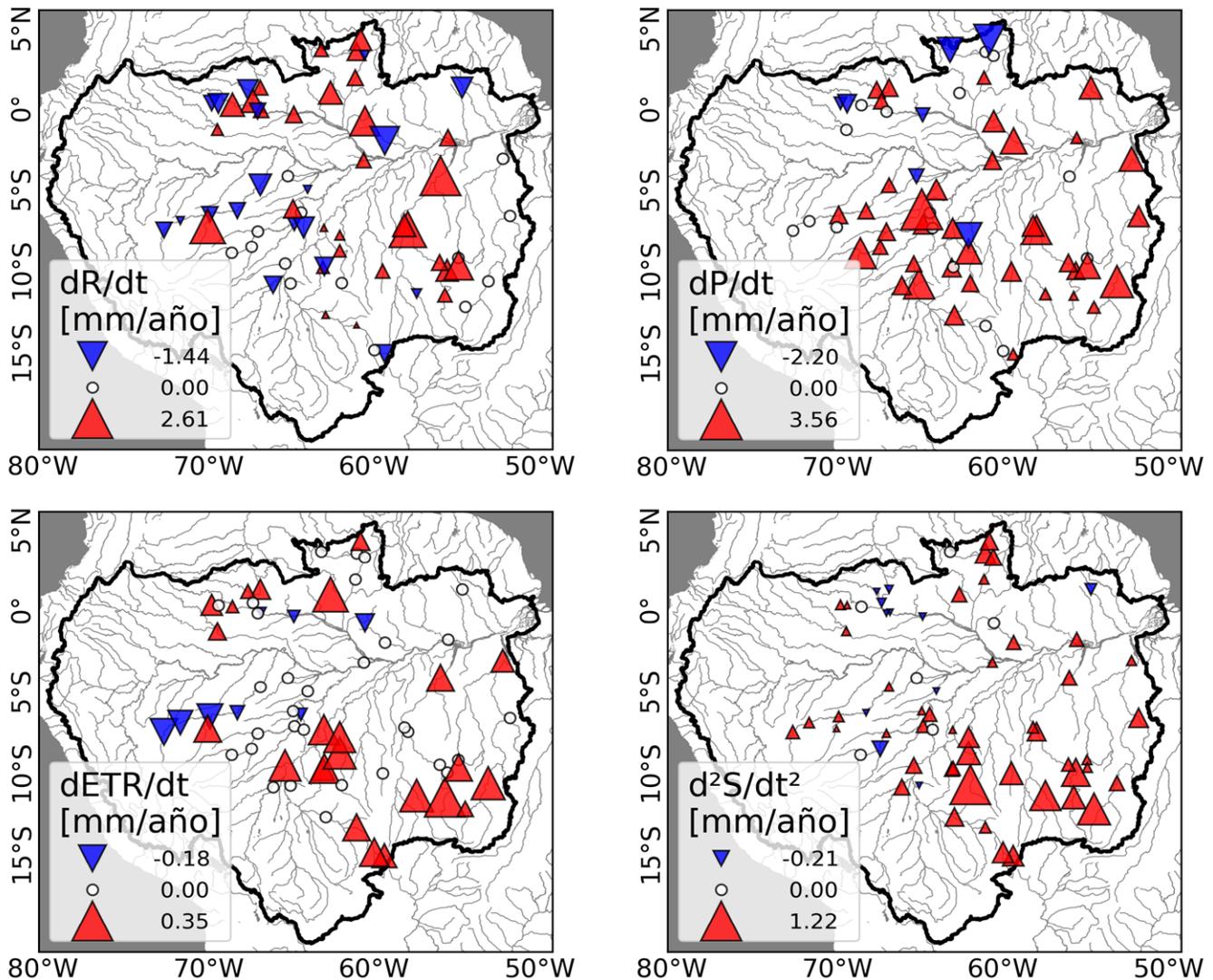


Figura 11 Tendencias de largo plazo [mm/año] en las variables del balance hídrico en las cuencas de estudio. Los triángulos rojos muestran las tendencias crecientes, y los azules las decrecientes en la escala de tamaños que se muestra en la leyenda. Las tendencias no significativas se muestran como círculos de relleno blanco.

Para el caso de la precipitación también se encontraron en todas las cuencas tendencias crecientes, decrecientes y no significativas (ver Figura 11). A continuación, se analizan los resultados para las cuencas de las corrientes principales. En las subcuencas del río Xingu se obtuvieron tendencias positivas de la precipitación. También en las subcuencas del río Tapajós las tendencias de la precipitación fueron crecientes. En las subcuencas del río Madeira se encontraron principalmente tendencias crecientes en la precipitación. En las subcuencas del río Purus la mayoría de las tendencias de la precipitación fueron crecientes. En las cuencas de la parte alta del río Juruá no se encontraron tendencias significativas, mientras que en la parte baja se encontraron tendencias crecientes. En las cuencas de las estaciones sobre el río Amazonas se encontraron tendencias crecientes en la precipitación.

La evapotranspiración presentó en su mayoría tendencias no significativas (ver Figura 11). Un análisis para las cuencas de las principales corrientes se hace a continuación. En las subcuencas sobre el río Xingu para esta variable se presentaron sólo tendencias crecientes y no significativas. En las subcuencas del río Tapajós también se presentaron sólo tendencias crecientes y no significativas en la evapotranspiración, al igual que en las subcuencas del río Madeira. En las subcuencas del río Purus la gran mayoría de las tendencias de esta variable fueron no significativas. Mientras que en las subcuencas del río Juruá la mayoría fueron decrecientes. En las cuencas de los ríos Negro y Branco, que se unen antes de desembocar al río Amazonas se presentaron tendencias en la evapotranspiración de todo tipo que no obedecen a un patrón espacial aparente. Las subcuencas de las estaciones ubicadas sobre la corriente principal del río Amazonas no tuvieron en tendencias significativas.

Las anomalías en el almacenamiento de agua presentaron tendencias de los tres tipos (positivas, negativas y no significativas) (ver Figura 11). Un análisis de los resultados para las cuencas de las principales corrientes se presenta a continuación. Para el río Xingu se presentaron tendencias crecientes en el almacenamiento, al igual que para los ríos Tapajós y Madeira. En el Río Purus no se identificó un comportamiento uniforme de las tendencias de esta variable. En el río Juruá Las tendencias del almacenamiento fueron positivas. El río Negro presentó tendencias negativas y el Branco positivas en su mayoría. Las tendencias en el almacenamiento en las subcuencas de las estaciones de la corriente principal del río Amazonas fueron positivas.

Se analizaron las relaciones de las tendencias encontradas con el valor medio de cada variable y con el área de la cuenca de estudio. Los resultados se muestran en la Figura 12, donde se presentan diagramas de dispersión con ambos ejes en escala logarítmica, para las tendencias positivas y negativas (en valor absoluto) encontradas en cada variable del balance hidrológico con el valor medio de cada variable (Figura 12 a–h) y con el área de la cuenca (Figura 12 i–p). Se realizaron ajustes potenciales

para las dispersiones graficadas y en la mayoría de los casos no se encuentra una relación significativa entre las tendencias y el valor medio o entre las tendencias y el área. Sin embargo, para las tendencias de algunas variables se encontraron relaciones con ajustes que son muy bajos para construir un modelo estadístico, pero no se deben ignorar porque indican que no hay total independencia de las variables, y son susceptibles de un mayor análisis en trabajo futuro.

Para todos los ajustes presentados se debe considerar que en la mayoría de los casos el tamaño de muestra de las tendencias negativas es mucho menor que el de las tendencias positivas, por lo que las relaciones encontradas para las tendencias negativas tienen una menor significancia estadística.

Se evaluó la consistencia de la ecuación de balance hídrico general y su aproximación a la condición de largo plazo. Se evaluó el error en el cierre del balance hídrico de largo plazo, y por último, se verificó la consistencia de las tendencias para los signos (calculadas usando la prueba estadística Mann- Kendall) y las magnitudes (calculadas usando la prueba estadística Sen) de las tendencias a la luz de la ecuación de balance hídrico de largo plazo.

En la Figura 13 se muestra la evolución del balance hídrico general hacia la condición de largo plazo para las cuencas aferentes a las estaciones Apalai (18280000), Passagem BR-080 (18430000), Pontes e Lacerda (15050000) e Ipixuna (12510000). Se encontró que el lado izquierdo de la ecuación de balance general (expresión [23]) tiende rápidamente cero, tomando valores muy cercanos en el intervalo propuesto de 20 años (ver Figura 13). El valor máximo de la expresión [23] en el periodo de 20 años fue de 0.66mm/mes y se obtuvo al evaluar la expresión para la cuenca aferente a la estación Apalai con código 18280000.

Cuando se evaluó el lado derecho de la ecuación de balance general (expresión [24]) se encontró que, en el corto plazo los valores son muy diferentes a los que resultaron de evaluar el lado derecho de la ecuación del balance. En el largo plazo se encontró que para casi todas las cuencas la expresión tiende asintóticamente a un valor constante, pero dicho valor es en la mayoría de cuencas muy diferente de cero, llegando algunas veces al 60% del valor de la escorrentía media. Esto permite concluir que se cumple la condición de largo plazo al existir una aproximación asintótica a un valor constante (ver Figura 13), pero el balance en el largo plazo no cierra para la mayoría de las variables de estudio.

Se calculó el error en el cierre del balance hídrico como el resultado de evaluar el lado derecho de la ecuación [23]. Los resultados del error en el balance, presentados como un porcentaje del valor medio de la escorrentía se presentan en la Figura 14. Los resultados muestran que aunque con mayor frecuencia los resultados del error en el balance son menores al 10% de la escorrentía media, hay cuencas para las que se alcanzan valores cercanos al 60% de la escorrentía media.

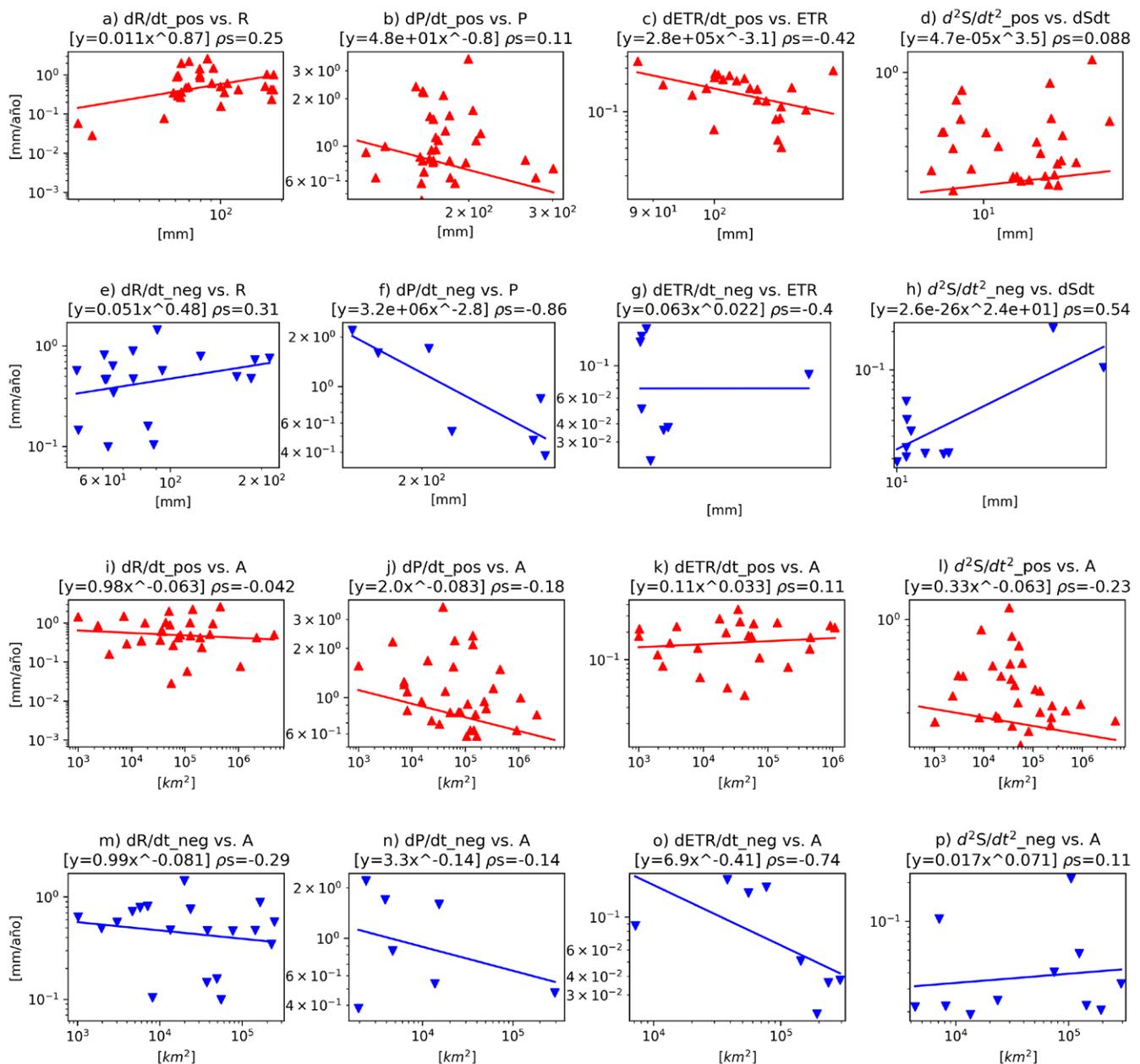


Figura 12 Diagramas de dispersión en escala logarítmica de tendencia vs. valor medio de la variable (a – h) y tendencia vs. Área (i – p). Los triángulos rojos son las tendencias decrecientes, y los triángulos azules los valores absolutos de las decrecientes.

Los errores en el balance pueden deberse a las incertidumbres asociadas con la estimación de las variables a partir de sensores remotos que provienen de bases de datos a resoluciones espaciales diferentes (desde tamaño de pixel de 300m en la ETR hasta 110km en dS). La variable con mayor incertidumbre en la estimación es la evapotranspiración, ya que usualmente se tienen pocas mediciones en tierra de evaporación para comparar las estimaciones remotas, y la transpiración de las plantas es muy difícil de estimar, aun cuando se conoce que en zonas boscosas como la cuenca amazónica la transpiración representa un porcentaje importante (Carmona, Poveda, Sivapalan, Vallejo-Bernal, & Bustamante, 2016).

Se evaluó la consistencia en las tendencias del balance hídrico a la luz de la ecuación [28]. Se evaluó inicialmente sólo la consistencia en los signos de las tendencias calculados con la prueba Mann-Kendall, para saber si los resultados de la prueba son consistentes para las cuencas seleccionadas. En la Figura 15 se muestra la localización de las estaciones en cuyas cuencas se encontraron signos consistentes (verde) e inconsistentes (naranja) con la ecuación de balance hídrico de largo plazo. El 51% de las cuencas estudiadas presentaron inconsistencias.

Se encontró que en las subcuencas de los ríos Xingu, Tapajos, Madeira y Purus el desbalance de tendencias es positivo. Mientras que en las cuencas de los ríos Negro y Branco el desbalance es

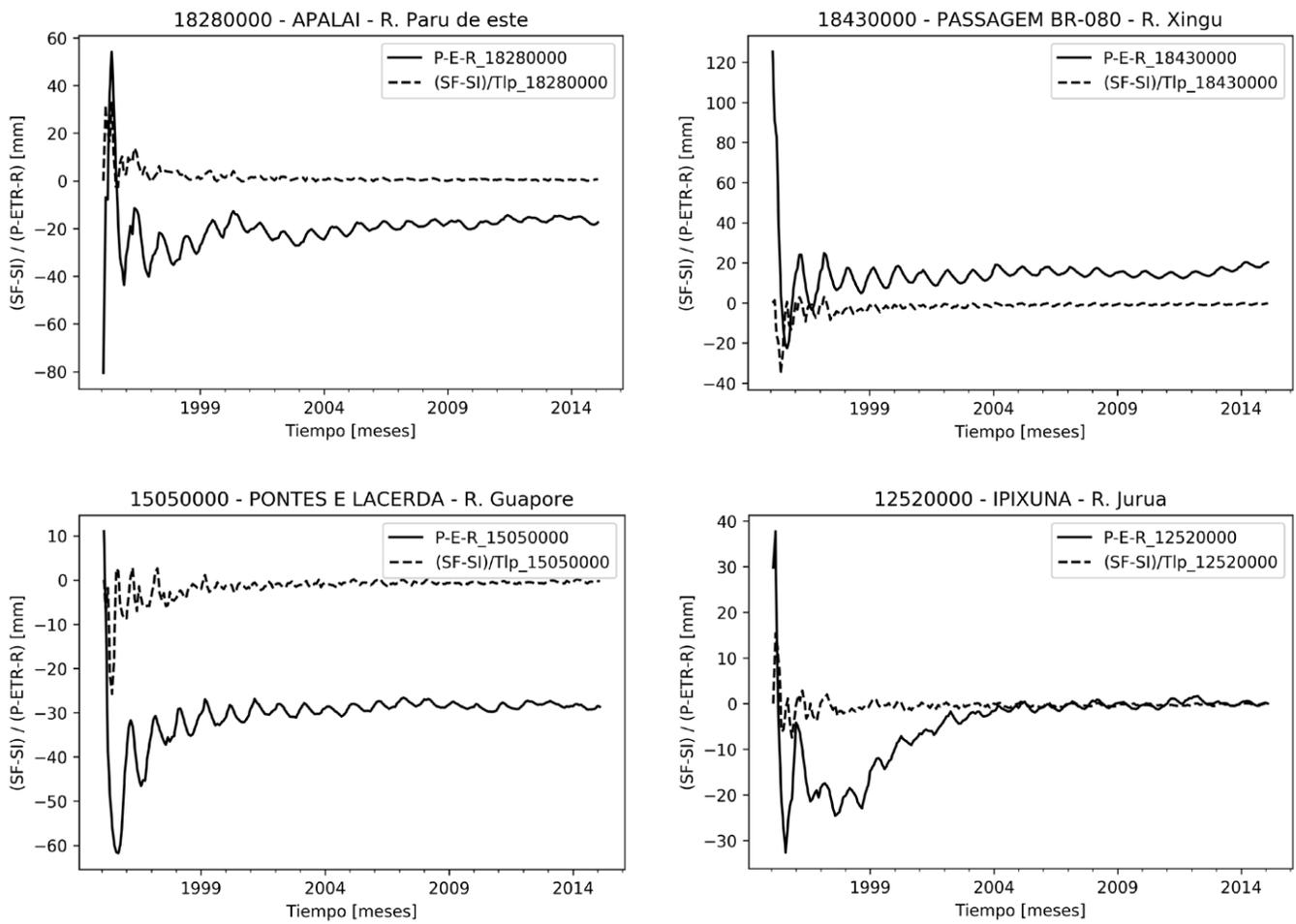


Figura 13 Ejemplo de la aproximación a la condición de largo plazo ($dS/dt \rightarrow 0$) de las cuencas aferentes a las estaciones Apalai, Passagem BR-080, Pontes e Lacerda e Ipixuna.

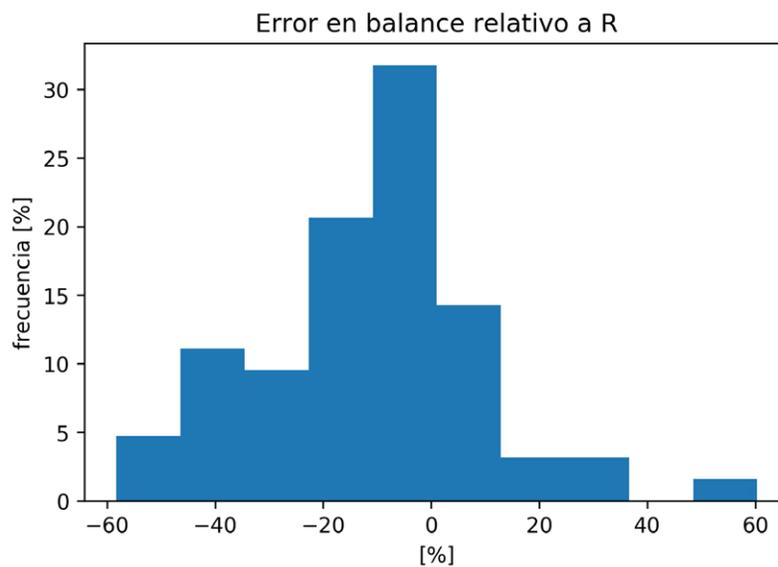


Figura 14 Error en el balance de largo plazo relativo a la escorrentía media de largo plazo.

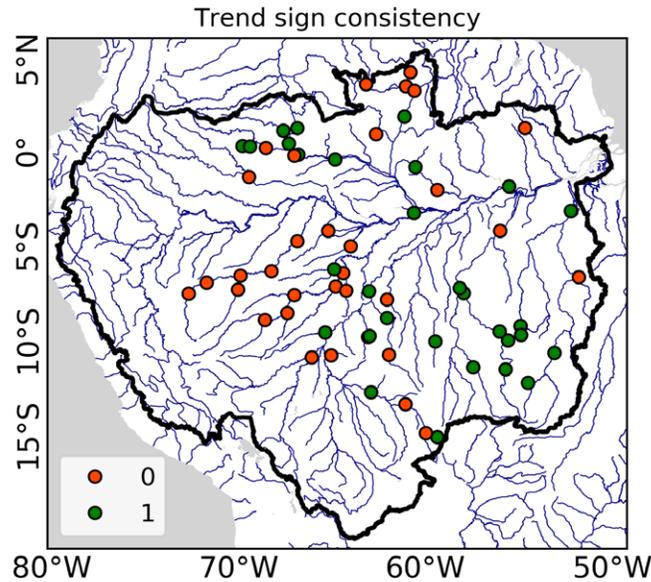


Figura 15 Estaciones cuyas cuencas tienen consistencia en los signos de las tendencias.

negativo. No se encontró homogeneidad de los resultados para las dos subcuencas aferentes a las estaciones sobre la corriente principal del río Amazonas.

DISCUSIÓN

Se considera que una de las mayores limitaciones de este estudio está en la información disponible de evapotranspiración, ya que proviene de la unión de diferentes estimaciones satelitales y la validación en tierra realizada por Paca et al. (2019). Esta información cuenta con una resolución espacial fina y ningún faltante en el periodo de registro. A pesar de que el periodo de registro de la información de ETR era muy corto (enero de 2003 a diciembre de 2013), la ausencia de faltantes ayudó para la reconstrucción en todo el periodo de estudio (febrero de 1995 a febrero de 2015). En toda la extensión de la cuenca amazónica, Paca et al. (2019) contaron con información de sólo 7 torres de medición para la validación de su estimación. Encontraron entre la ETR promedio estimada con balance hídrico y la estimada con sus datos un error medio en la cuenca de aproximadamente 5.33mm/mes. Si se compara esta magnitud con la magnitud del promedio de los errores obtenidos en el cierre del balance hídrico de largo plazo (14.6 mm/mes), es aproximadamente el 30%.

La información de almacenamiento de agua en el suelo también es una gran fuente de incertidumbre. Se usaron los datos del laboratorio JPL Tellus Level-3 (GLDAS/NOAH) como estimación de las anomalías en el almacenamiento de agua en el suelo. Esta información tiene una resolución espacial muy gruesa (pixel de 110km de lado aprox.) y un periodo muy corto de registro

(enero de 2001 a diciembre de 2014) con una gran cantidad de información faltante en ese periodo en la cordillera de los Andes. La información faltante se presentaba periódicamente. Esto dificultó la reconstrucción ya que la naturaleza periódica de los faltantes elimina los modos oscilatorios que ocurren con la misma frecuencia, y es justamente en la estimación de esos modos en los que se basa la reconstrucción.

Los resultados de la reconstrucción reflejaron las limitaciones de la información disponible de ETR y dS. Para el método de reconstrucción implementado en este trabajo se encontró para todas las cuencas que las variables caudal y precipitación tienen menor dispersión y valores reconstruidos más cercanos a los medidos, las bandas de confianza de la reconstrucción son más estrechas y cercanas a la serie medida. Estos resultados se deben a que para todas las estaciones las series de tiempo de las variables ETR y dS/dt son muy cortas, y contienen muchos faltantes en el periodo de registro. Por esta razón se seleccionaron para este estudio sólo las cuencas en las que se demostró que la probabilidad de que la reconstrucción obtenga series con resultados favorables para los tres indicadores principales en al menos 3 variables es mayor al 70%.

La aplicación de la descomposición en modos empíricos constató que el residuo es capaz de representar adecuadamente la tendencia media de la serie, y que la DME logra filtrar la variabilidad natural de la serie. Para aumentar la potencia de la prueba Mann-Kendall se aplicó dicha prueba sobre el residuo y se encontró que todas las variables (P, R, ETR y dS/dt) presentan con mayor frecuencia tendencias no significativas o iguales a cero. En el caso de las tendencias significativas (diferentes de cero) las

mayores frecuencias se presentaron para las tendencias positivas. Se confirmó en este estudio lo concluido por los anteriores autores sobre la falta de homogeneidad de las tendencias encontradas en las variables hidrológicas. No existe unanimidad en el signo de las tendencias encontradas en ninguna de las variables en la cuenca amazónica (Costa & Foley, 1999; Debortoli et al., 2017; Marengo, 2009; Oliveira et al., 2014).

Sin embargo, en algunas de las subcuencas principales sí se encontró unidireccionalidad en los resultados de las tendencias de caudal. En ninguna subcuenca del río Xingu se obtuvieron tendencias significativas en la escurrentía. En las subcuencas del río Tapajós las tendencias en la escurrentía fueron en su gran mayoría crecientes. En todas las subcuencas del río Juruá se encontraron tendencias decrecientes en la escurrentía. En los ríos Branco y Negro, que se unen antes de llegar al río Amazonas la mayoría de las tendencias en la escurrentía fueron crecientes. En las subcuencas del río Madeira y Purus el comportamiento de las tendencias no fue homogéneo, y se presentaron tendencias de todos los signos sin seguir un patrón espacial aparente. En las cuencas de las estaciones sobre el río Amazonas se encontraron tendencias crecientes en la escurrentía. Los resultados obtenidos para la escurrentía se compararon con los resultados obtenidos para las series mensuales de caudales estudiados por Posada-Gil & Poveda (2015), encontrando coincidencia de las tendencias crecientes detectadas en las cuencas de los ríos Branco y Negro, y las decrecientes en las cuencas del río Juruá.

También para la precipitación se encontraron valores unidireccionales de las tendencias para algunas de las subcuencas principales. En todas las subcuencas del río Tapajós las tendencias de la precipitación fueron crecientes. En las subcuencas del río Madeira se encontraron principalmente tendencias crecientes en la precipitación. En las subcuencas del río Purus la mayoría de las tendencias de la precipitación fueron crecientes. En las cuencas de la parte alta del río Juruá no se encontraron tendencias significativas, mientras que en la parte baja se encontraron tendencias crecientes. En las cuencas de las estaciones sobre el río Amazonas se encontraron tendencias crecientes en la precipitación.

La evapotranspiración presentó, en su mayoría, tendencias no significativas. Sin embargo, un análisis de la homogeneidad de las tendencias en las cuencas de las principales corrientes se hace a continuación. En las subcuencas sobre el río Xingu se presentaron sólo tendencias crecientes y no significativas. En las subcuencas del río Tapajós también se presentaron sólo crecientes y no significativas, al igual que en las subcuencas del río Madeira. En las subcuencas del río Purus la gran mayoría de las tendencias fueron no significativas. Mientras que en las subcuencas del río Juruá la mayoría de las tendencias fueron decrecientes. En las cuencas de los ríos Negro y Branco, que se unen antes de desembocar al río Amazonas se presentaron tendencias de todo tipo que no obedecen a un patrón espacial aparente. Las

subcuencas de las estaciones ubicadas sobre la corriente principal del río Amazonas no tuvieron en tendencias significativas.

Para el río Xingu se presentaron tendencias crecientes en el almacenamiento, al igual que para los ríos Tapajós y Madeira. En el Río Purus no se identificó un comportamiento uniforme de las tendencias. En el río Juruá Las tendencias del almacenamiento fueron positivas. El río negro presentó tendencias negativas y el Branco positivas en su mayoría. Las tendencias en el almacenamiento en las subcuencas de las estaciones de la corriente principal del río Amazonas fueron positivas.

Se analizaron las relaciones de las tendencias encontradas con el valor medio de cada variable y con el área de la cuenca de estudio. En la mayoría de los casos no se encuentra una aparente relación entre las tendencias y el valor medio o entre las tendencias y el área. Sin embargo, para algunas tendencias se encontraron relaciones con ajustes que son muy bajos para construir un modelo estadístico, pero no se deben ignorar porque indican que no hay total independencia de las variables, y son susceptibles de un mayor análisis en trabajo futuro. Se debe considerar que en la mayoría de los casos el tamaño de muestra de las tendencias negativas es mucho menor que el de las tendencias positivas, por lo que las relaciones encontradas para las tendencias negativas tienen una menor significancia estadística.

Se estudió la evolución de la ecuación general del balance hídrico a la condición de largo plazo, encontrando que el lado izquierdo de la ecuación de balance general tiende rápidamente a cero, tomando valores muy cercanos a cero al final del intervalo propuesto de 20 años, para mostrar un ejemplo, el valor máximo al final del intervalo de 20 años fue de 0.66mm/mes y se obtuvo al evaluar la expresión para la cuenca aferente a la estación Apalai con código 18280000. Sin embargo, cuando se evaluó el lado derecho de la ecuación de balance general se encontró que aunque ambos lados de la ecuación deben tener valores similares en el corto plazo, los valores son muy diferentes a los que resultaron de evaluar el lado derecho de la ecuación del balance. Y en el largo plazo se encontró que para casi todas las cuencas la expresión tiende asintóticamente a un valor constante, pero dicho valor es en la mayoría de cuencas muy diferente de cero, llegando algunas veces al 60% del valor de la escurrentía media. Esto permite concluir que se cumple la condición de largo plazo al existir una aproximación asintótica a un valor constante, pero el cierre del balance no se da para la mayoría de las variables de estudio.

Como se verificó que la condición de largo plazo se cumple, debido a la aproximación asintótica a un valor constante de las expresiones, pero el balance hídrico no cierra, se calculó el error en el cierre del balance hídrico. Los resultados del error en el balance, evidenciaron que aunque los resultados del error en el balance menores al 10% de la escurrentía media concentran la mayor frecuencia, hay cuencas para las que se alcanzan valores cercanos al 60%. Se encontró que la mayoría de las cuencas estudiadas presentan un comportamiento homogéneo en el error en

el balance de naturaleza negativa, a excepción de las cuencas del río Xingu y la parte alta del río Tapajos.

En términos del balance hídrico de las tendencias los resultados indican que el 51% de las cuencas estudiadas presentaban inconsistencias. Y tomando únicamente las cuencas en las que se verificó la consistencia de los signos se encontró que los errores en el balance de tendencias son mayoritariamente positivos. Se hizo también un análisis de esos resultados sobre las corrientes principales, y se encontró que en las subcuencas de los ríos Xingu, Tapajos, Madeira y Purus el desbalance es positivo. Mientras que en las cuencas de los ríos negro y Branco el desbalance es negativo. No se encontró homogeneidad de los resultados para las dos subcuencas aferentes a las estaciones sobre la corriente principal del río Amazonas.

AGRADECIMIENTOS

El trabajo de G.P. es apoyado por la Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín.

REFERENCIAS

- ANA. (2014). *HydroWeb*. <http://hidroweb.ana.gov.br/>
- Costa, M. H., & Foley, J. A. (1999). Trends in the hydrologic cycle of the Amazon basin. *Journal of Geophysical Research Atmospheres*. <https://doi.org/10.1029/1998JD200126>
- Debortoli, N. S., Dubreuil, V., Hirota, M., Filho, S. R., Lindoso, D. P., & Nabucet, J. (2017). Detecting deforestation impacts in Southern Amazonia rainfall using rain gauges. *International Journal of Climatology*. <https://doi.org/10.1002/joc.4886>
- Funk, C. C., Peterson, P. J., Landsfeld, M. F., Pedreros, D. H., Verdin, J. P., Rowland, J. D., Romero, B. E., Husak, G. J., Michaelsen, J. C., & Verdin, A. P. (2014). A Quasi-Global Precipitation Time Series for Drought Monitoring. *U.S. Geological Survey Data Series*. <https://doi.org/http://dx.doi.org/110.3133/ds832>
- Hamed, K., & Rao, A. R. (1998). A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*, 204(1-4), 182-196. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(97\)00125-X](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(97)00125-X)
- Hirsch, R. M., Alexander, R. B., & Smith, R. A. (1991). Selection of methods for the detection and estimation of trends in water quality. *Water Resources Research*. <https://doi.org/10.1029/91WR00259>
- Huang, N. E., Shen, Z., Long, S. R., Wu, M. C., Snin, H. H., Zheng, Q., Yen, N. C., Tung, C. C., & Liu, H. H. (1998). The empirical mode decomposition and the Hilbert spectrum for nonlinear and non-stationary time series analysis. *Proceedings of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*. <https://doi.org/10.1098/rspa.1998.0193>
- Huang, N. E., & Wu, Z. (2008). *A review on Hilbert-Huang transform: Method and its applications*. 2007, 1-23. <https://doi.org/10.1029/2007RG000228.1.INTRODUCTION>
- Kendall, M. G. (1957). Rank Correlation Methods. *Biometrika*. <https://doi.org/10.2307/2333282>
- Kondrashov, D., & Ghil, M. (2006). Spatio-temporal filling of missing points in geophysical data sets. *Nonlinear Processes in Geophysics*. <https://doi.org/10.5194/npg-13-151-2006>
- Marengo, J. A. (2009). Long-term trends and cycles in the hydrometeorology of the Amazon basin since the late 1920s. *Hydrological Processes*. <https://doi.org/10.1002/hyp.7396>
- Oliveira, P. T. S., Nearing, M. A., Moran, M. S., Goodrich, D. C., Wendland, E., & Gupta, H. V. (2014). Trends in water balance components across the Brazilian Cerrado. *Water Resources Research*. <https://doi.org/10.1002/2013WR015202>
- Paca, V. H. da M., Espinoza-Dávalos, G. E., Hessels, T. M., Moreira, D. M., Comair, G. F., & Bastiaanssen, W. G. M. (2019). The spatial variability of actual evapotranspiration across the Amazon River Basin based on remote sensing products validated with flux towers. *Ecological Processes*. <https://doi.org/10.1186/s13717-019-0158-8>
- Rodell, M., Houser, P. R., Jambor, U., Gottschalck, J., Mitchell, K., Meng, C. J., Arsenault, K., Cosgrove, B., Radakovich, J., Bosilovich, M., Entin, J. K., Walker, J. P., Lohmann, D., & Toll, D. (2004). The Global Land Data Assimilation System. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 85(3), 381-394. <https://doi.org/10.1175/BAMS-85-3-381>
- Sen, P. K. (1968). Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. *Journal of the American Statistical Association*, 63(324), 1379-1389. <https://doi.org/10.1080/01621459.1968.10480934>