

**XXIII CONGRESO LATINOAMERICANO DE HIDRÁULICA  
CARTAGENA DE INDIAS COLOMBIA, SEPTIEMBRE 2008**

**INTERPRETACIONES FÍSICAS DEL ESCALAMIENTO ESPACIAL DE  
CRECIENTES EN LA CUENCA DEL RÍO AMAZONAS**

***Juan Fernando Salazar y Germán Poveda***

*Escuela de Geociencias y Medio Ambiente, Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín, Colombia  
salazar.jf@gmail.com y gpoveda@unalmed.edu.co*

**RESUMEN:**

Se hace un análisis del escalamiento espacial de las funciones de distribución de probabilidad (FDP) de las crecientes anuales en la cuenca del río Amazonas. Se investiga la existencia de escalamiento simple o múltiple en los  $p$ -ésimos cuantiles de las crecientes,  $Q_p$ , con respecto al área de drenaje,  $A$ , de las cuencas. Se estiman los parámetros de leyes potenciales de la forma  $Q_p(A) = c(p)A^{\theta(p)}$ . Se usan registros históricos de crecientes anuales de 89 estaciones de medición de caudales ubicadas a lo largo de la red de drenaje de la cuenca del río Amazonas, incluyendo sus principales subcuencas: Solimoes, Madeira, Negro, Tapajos y Xingu, asumiendo las FDP Gumbel, Fréchet y Lognormal. Los resultados indican escalamiento simple de las crecientes con el área de drenaje en la mayoría de los casos. Los resultados proporcionan un marco para el entendimiento de las dinámicas hidrológicas de la cuenca del río Amazonas, con importantes implicaciones para la estimación de caudales en sitios no instrumentados, y provee un marco de experimentación para el entendimiento de futuros cambios en los regímenes hidrológicos debido a la deforestación en la cuenca más grande del mundo.

**ABSTRACT:**

Spatial scaling analysis of the probability distribution function (PDF) of annual floods are performed for the Amazon River basin. We test for the existence of simple and multi-scaling in the  $p$ -th quantiles of annual floods,  $Q_p$ , with respect to drainage area,  $A$ . Parameters of the power law  $Q_p(A) = c(p)A^{\theta(p)}$  are estimated. Historical records of annual floods from 89 river gauging stations pertaining to the six largest sub-basins of the Amazon river basin are used, including the Solimoes, Negro, Tapajos, Madeira, Amazon and Xingu Rivers, and assuming the Gumbel, Frechet and Lognormal PDFs. Our results evidence that PDFs of maximum streamflows exhibit simple scaling with respect to drainage area for most studied basins. Our results provide a framework to understand the hydrological dynamics of the Amazon river basin, with important implications for estimation of river flows in ungauged sites, and provide a testing framework for understanding future changes in hydrological regimes due to land use and deforestation in the largest river basin of the world.

**PALABRAS CLAVES:**

Amazonia, escalamiento espacial, crecientes  
Amazonia, spatial scaling, floods

## INTRODUCCIÓN

### El Marco del Escalamiento hacia una síntesis del LBA

El río Amazonas drena la cuenca más grande y una de las más importantes del mundo (6.4 millones de km<sup>2</sup>), porque su dinámica hidroclimática juega un papel significativo en las escalas planetaria y continental (Zeng et al., 1996; Zhang et al., 1996; Poveda y Mesa, 1997; Marengo y Nobre, 2001; Werth y Avissar, 2002). En la cuenca del Amazonas ocurren fuertes interacciones dentro del sistema tierra-atmósfera, debido al papel de la precipitación sobre la actividad de la vegetación (Poveda y Salazar, 2004), dadas las fuertes retroalimentaciones hidroecológicas, climatológicas y biogeoquímicas con las Andes (Poveda et al., 2006), debido a su importante papel en la dinámica hidroclimática de la cuenca del río de La Plata (Marengo y Nobre, 2001), y también debido a la gran porción de la precipitación que se origina por el reciclaje de la evapotranspiración (Salati, 1985; Elthair y Bras, 1994). Se está desarrollando investigación científica hacia el entendimiento del funcionamiento de la cuenca del Amazonas dentro del “Large-Scale Atmosphere-Biosphere Experiment in Amazonia” (LBA), cuyos principales resultados han sido publicados en ediciones especiales de *Earth Interactions* (Vol. 9, 2005), *Ecological Applications* (Vol. 14, Issue 4, Supplement August 2004), *Global Change Biology* (Vol. 10, Issue 5, May 2004), *Journal of Geophysical Research* (Vol. 107, No. D20, 2002), *Philosophical Transactions of the Royal Society: Biological Sciences* (Vol. 359, No. 1443, March 29, 2004), *Remote Sensing of Environment* (Vol. 87, Issue 4, 377-562, 2003), *Theoretical and Applied Climatology* (Vol. 78, Numbers 1-3, June, 2004). Una descripción detallada del programa LBA y sus principales logros científicos se puede encontrar en Internet en <http://lba.inpa.gov.br/lba/>.

Uno de los principales objetivos del LBA es sintetizar el conocimiento de los procesos hidroclimáticos y biogeoquímicos en un amplio rango de escalas espacio-temporales. El escalamiento estadístico constituye un marco adecuado hacia tal síntesis, debido a su capacidad de identificar y cuantificar cualidades de invarianza o dependencia con la escala de procesos hidroecológicos (Sposito, 1998). Además, el marco del escalamiento se convierte en una herramienta adecuada para investigar las dinámicas de procesos hidrológicos en diferentes escalas espacio-temporales, y para proporcionar pistas para explicar propiedades emergentes resultantes de la complejidad natural que involucra no linealidades, acoplamientos y retroalimentaciones. En particular, el entendimiento de la variabilidad espacial de procesos hidrológicos se beneficia con el escalamiento estadístico, de tramos a laderas a cuencas de órdenes de Horton-Strahler incrementales.

Históricamente, los procesos de pequeña escala y los estudios en sitios específicos han sido la regla en la hidrología. Pero el funcionamiento de las cuencas, y sobre todo la del Amazonas, debe ser entendido en un amplio rango de escalas espacio-temporales. La agregación lineal de los procesos no da cuenta de la inherente complejidad y los fenómenos emergentes en las cuencas (Gupta, 2004). De hecho, importantes procesos hidroecológicos que controlan la variabilidad espacial de los caudales en la cuenca del Amazonas exhiben propiedades de escalamiento espacial. Estos incluyen sistemas convectivos de mesoescala (Poveda y Mejía, 2004; Carvalho et al., 2002); Morales y Poveda, 2006) y actividad vegetal (NDVI) (Poveda y Salazar, 2004). El marco del escalamiento también constituye un metodología adecuada para predecir la respuesta hidrológica en cuencas no instrumentadas (problema “PUB”, <http://www.cig.ensmp.fr/~iahs/>), uno de los enfoques importantes de la Asociación Internacional de Ciencias Hidrológicas (IAHS).

### Escalamiento Estadístico de Caudales

El escalamiento estadístico se basa en el supuesto de algún tipo de invarianza con la escala de los procesos hidrológicos en el tiempo y/o en el espacio (Mandelbrot, 1998; Sposito, 1998). La

autosimilaridad estadística puede ser considerada como similaridad estadística de un campo aleatorio a través de múltiple escalas, luego el *escalamiento simple* es un tipo de autosimilaridad estadística. Por ejemplo, considere un campo aleatorio,  $\{X(t); t \in I\}$ , donde  $I$  representa un cierto conjunto (*index set*), y un escalar arbitrario  $\lambda > 0$ . Se define el escalamiento simple del campo aleatorio si se cumple lo siguiente,

$$X(\lambda t) \stackrel{d}{=} \lambda^\theta X(t) \quad [1]$$

donde la igualdad se entiende en el sentido de todas las funciones de distribución dimensionales finitas. A partir de la definición de los momentos estadísticos de orden  $q$ , dados como  $E[X^q] = \int x^q f(x) dx$ ,  $q = 1, 2, 3, \dots$ , para un campo aleatorio con escalamiento simple,  $X(t)$ ,

$$E[X^q(\lambda t)] = \lambda^{\theta q} E[X^q(t)] \quad [2]$$

La ecuación [2] muestra que el escalamiento simple tiene que satisfacer dos condiciones: (i) linealidad en el espacio log-log, y (ii) crecimiento lineal de la pendiente, es decir,  $s(q) = q\theta$ . Cuando el crecimiento de la pendiente es no lineal se presenta escalamiento múltiple.

Hay un cuerpo creciente de literatura acerca del escalamiento estadístico de crecientes (Gupta y Waymire, 1990; Gupta y Dawdy, 1995; Menabde et al., 2001; Ogden y Dawdy, 2003; Gupta, 2004; Poveda et al., 2007). El escalamiento estadístico establece un vínculo razonable entre la descripción física de procesos hidrológicos detallados y una aproximación más simplificada, de mayor escala, con un número mucho menor de grados de libertad (Menabde y Sivalpalan, 2001; Gupta, 2004). El escalamiento simple y el escalamiento múltiple en crecientes se basan en el supuesto de homogeneidad estadística dentro de una región (Gupta y Waymire, 1990; Gupta, 2004). Esta aproximación ha sido usada para estudiar “procesos hidrológicos aguas abajo” (Leopold y Maddock Jr., 1953; Woldenberg, 1984), donde el área de la cuenca se usa como parámetro de escala, así como caudales promedio (Vogel y Sankarasubramanian, 2000), y caudales mínimos (Furey y Gupta, 2000; Poveda et al., 2007).

En este trabajo se investigan las propiedades de escalamiento espacial de las funciones de distribución de probabilidad (FDP) de crecientes anuales, en términos de sus cuantiles probabilísticos y momentos estadísticos, usando el área de drenaje como parámetro de escala, dentro de seis subcuencas del río Amazonas. Los métodos de estimación y los datos usados se describen en la sección 2, los resultados se presentan en la sección 3, y la discusión y las conclusiones se encuentran en la sección final.

## MÉTODOLÓGÍA Y DATOS

El marco del escalamiento simple o múltiple constituye una metodología adecuada para el análisis regional de crecientes (Gupta y Dawdy, 1995). La crecientes obedecen escalamiento simple en el sentido de la ecuación [2] si: (i) la relación entre el  $p$ -ésimo cuantil de las crecientes,  $Q_p$ , con el área de drenaje,  $A$ , es lineal en el espacio log-log, y (ii) la pendiente de tal relación no depende del período de retorno,  $T_r = 1/p$ , siendo  $p$  la probabilidad de excedencia. Por otro lado, si se cumple la condición (i) pero no la (ii), es decir la pendiente varía con el período de retorno, las crecientes obedecen escalamiento múltiple. Estas condiciones se expresan matemáticamente mediante la siguiente ley potencial,

$$Q_p(A) = c(p)A^{\theta(p)} \quad \text{o, equivalentemente} \quad [3]$$

$$\log Q_p(A) = \log c(p) + \theta(p) \log A$$

donde  $c(p)$  representa el prefactor, y  $\theta(p)$  es el exponente de escalamiento (Mandelbrot, 1998).

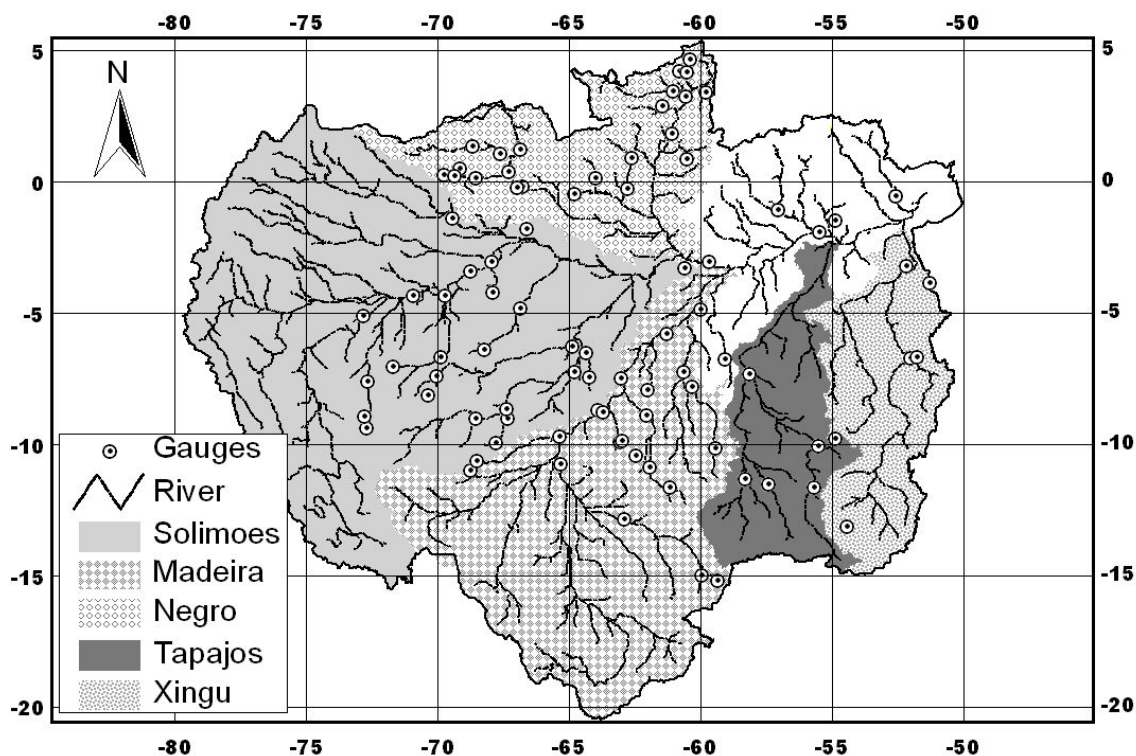
Los parámetros estadísticos de la ley potencial dada por la ecuación [3] se estiman mediante el método estándar de regresión por mínimos cuadrados. La estimación del exponente de escalamiento mediante una regresión introduce un *efecto de regresión*, que potencialmente puede tergiversar los resultados y por ende la interpretación del escalamiento simple o múltiple. Para investigar el papel del efecto de regresión en los cálculos, se introduce otro exponente de escalamiento,  $\phi(p)$ , estimado como  $\phi(p) = \sqrt{\theta(p)/u(p)}$ , donde  $u(p)$ , es el exponente de la ley potencial  $A(Q_p) = v(p)Q_p^{u(p)}$ , de manera que la estimación de  $\phi(p)$  no involucra el efecto de regresión (Gupta y Dawdy, 1995).

La estimación de las crecientes para diferentes períodos de retorno se hace mediante el análisis clásico de cuantiles (Chow, 1951),

$$Q_p = \mu_{Q_p} + k(p, \gamma)\sigma_{Q_p} \quad [4]$$

donde  $\mu_{Q_p}$  y  $\sigma_{Q_p}$  son la media y la desviación estándar de las crecientes anuales, y  $k(p, \gamma)$  es el factor de frecuencia, que es una función del período de retorno y posiblemente de otros parámetros que se representan genéricamente mediante  $\gamma$ . La forma de  $k(p, \gamma)$  es diferente según la FDP (Chow, 1951; Chow, 1964). Se asumen tres FDPs: Distribuciones de varoles extremos tipo I (Gumbel) y tipo II (Fréchet, Jensen et al., 1970; Heo y Salas, 1996), y Lognormal. Los cuantiles se estiman para períodos de retorno de 2, 10, 25, 50, 100 y 500 años. Estos métodos se aplican para estudiar el escalamiento de crecientes en los 6 mayores tributarios del río Amazonas: Amazonas, Solimoes, Madeira, Negro, Tapajos y Xingu, mostrados en la figura 1. Note que el nombre Amazonas corresponde a la subcuenca más aguas abajo del río Amazonas donde se encuentra una estación de medición.

Los datos usados incluyen registros de caudales diarios de 89 estaciones de medición obtenidos de la base de datos WhyBAM del proyecto HYBAM (Hydro-Géodynamique Actuelle du Bassin Amazonien; <http://golden.teledetection.fr/gerad/whybam2/whybam.php>). La longitud de los registros varía entre 15 y 35 años con un promedio de 24 años.



**Figura 1.-** Cuenca del río Amazonas y sus cinco principales subcuencas. Los círculos indican la localización de las estaciones de medición usadas en este trabajo. Fuente: proyecto HYBAM.

**Tabla 1.-** Estaciones de medición en la cuenca del río Amazonas.

Estacion	Nombre	Rio	Latitud (°)	Longitud (°)	# años
10200000	PALMEIRAS DO JAVARI	Rio Javari	-5.13333	-72.80000	18
10500000	ESTIRAO DO REPOUSO	Rio Javari	-4.36667	-70.93330	22
11200000	TERESINA	Rio Solimoes	-4.28333	-69.73330	18
11400000	SAO PAULO DE OLIVENCA	Rio Solimoes	-3.45000	-68.75000	29
11500000	SANTO ANTONIO DO ICA	Rio Solimoes	-3.08333	-67.93330	30
12200000	BARREIRA ALTA	Rio Jutai	-4.23333	-67.90000	16
12360000	FOZ DO BREU	Rio Jurua	-9.40167	-72.70250	18
12370000	TAUMATURGO	Rio Jurua	-8.93333	-72.78330	20
12500000	CRUZEIRO DO SUL	Rio Jurua	-7.61056	-72.68110	33
12520000	IPIXUNA	Rio Jurua	-7.05083	-71.68420	18
12550000	EIRUNEPE-MONTANTE	Rio Jurua	-6.68333	-69.90000	20
12650000	FEIJO	Rio Envira	-8.15194	-70.36830	18
12680000	ENVIRA	Rio Tarauaca	-7.42806	-70.02250	22
12700000	SANTOS DUMONT	Rio Jurua	-6.44167	-68.24390	19
12840000	GAVIAO	Rio Jurua	-4.83917	-66.85060	28
12845000	VILA BITTENCOURT	Rio Japura	-1.40000	-69.41670	21
12850000	ACANAUI	Rio Japura	-1.81667	-66.60000	27
13410000	SERINGAL DA CARIDADE	Rio Purus	-9.03500	-68.56830	31
13470000	BRASILEIA	Rio Acre	-11.01780	-68.74500	20
13550000	XAPURI	Rio Acre	-10.64970	-68.50670	28

<b>Estacion</b>	<b>Nombre</b>	<b>Rio</b>	<b>Latitud (°)</b>	<b>Longitud (°)</b>	<b># años</b>
13600002	RIO BRANCO	Rio Acre	-9.97583	-67.80000	31
13650000	FLORIANO PEIXOTO	Rio Acre	-9.05056	-67.36810	26
13710001	VALPARAISO	Rio Purus	-8.68333	-67.40000	25
13870000	LABREA	Rio Purus	-7.25222	-64.80000	35
13880000	CANUTAMA	Rio Purus	-6.53417	-64.38390	25
13885000	CRISTO	Rio Mucuiim	-7.46445	-64.24330	16
13886000	BACABA	Rio Cuniua	-6.31722	-64.88390	20
14100000	MANACAPURU	Rio Solimoes	-3.30833	-60.60940	30
14110000	CUCUI	Rio Negro	1.21528	-66.85250	23
14220000	LOURO POCO	Rio Aiari	1.33917	-68.68580	20
14230000	MISSAO ICANA	Rio Icana	1.07444	-67.59470	23
14250000	SAO FELIPE	Rio Negro	0.37167	-67.31280	26
14260000	UARACU	Rio Uaupes	0.47694	-69.12810	25
14280001	TARAQUA	Rio Uaupes	0.13028	-68.53860	23
14300000	PARI CACHOEIRA	Rio Tiquie	0.24944	-69.78500	22
14310000	CUNURI	Rio Tiquie	0.20944	-69.37810	21
14330000	CURICURIARI	Rio Negro	-0.20056	-66.80220	26
14350000	JUSANTE DA CACHOEIRA DO CAJU	Rio Curicuriari	-0.24611	-67.00920	21
14420000	SERRINHA	Rio Negro	-0.48194	-64.82890	25
14430000	VILA CONCEICAO	Rio Padauari	0.13000	-63.96060	16
14440000	POSTO AJURICABA	Rio Demeni	0.88417	-62.62190	20
14450000	JALAUACA	Rio Demeni	-0.30111	-62.76220	15
14495000	FAZENDA CAJUPIRANGA	Rio Uraricoera	3.43806	-61.03670	19
14515000	FAZENDA PASSARAO	Rio Uraricoera	3.20778	-60.57110	19
14526000	BOM FIM	Rio Tacutu	3.37833	-59.81560	19
14530000	VILA SURUMU	Rio Surumu	4.19611	-60.79390	15
14540000	FAZENDA BANDEIRA BRANCA	Rio Cotingo	4.63056	-60.47060	21
14550000	MALOCA DO CONTAO	Rio Cotingo	4.16750	-60.52810	23
14680001	FE E ESPERANCA	Rio Mucajai	2.87083	-61.44060	27
14710000	CARACARAI	Rio Branco	1.82139	-61.12360	32
14850000	BASE ALALAU	Rio Alalau	0.85861	-60.52000	17
15030000	JATUARANA	Rio Amazonas	-3.05167	-59.67830	26
15050000	PONTES E LACERDA	Rio Guapore	-15.21560	-59.35360	29
15120001	VILA BELA DA SANTIS.TRINDADE	Rio Guapore	-15.00810	-59.94920	23
15150000	PEDRAS NEGRAS	Rio Guapore	-12.85140	-62.89920	19
15250000	GUAJARA-MIRIM	Rio Mamore	-10.79250	-65.34780	31
15320002	ABUNA	Rio Madeira	-9.70306	-65.36470	21
15400000	PORTO VELHO	Rio Madeira	-8.73667	-63.92030	35
15430000	ARIQUEMES	Rio Jamari	-9.93167	-63.05690	31
15431000	FAZENDA RIO BRANCO	Rio Branco	-9.88722	-62.98780	22
15550000	SANTA ISABEL	Rio Candeias	-8.79861	-63.71060	25
15558000	PIMENTA BUENO	RIO APEDIA	-11.68360	-61.19220	20
15560000	JI-PARANA	RIO JIPARANA	-10.87360	-61.93560	21
15565000	JARU	Rio Jaru	-10.44580	-62.46560	16
15580000	TABAJARA	RIO JIPARANA	-8.93333	-62.05390	20

Estacion	Nombre	Rio	Latitud (°)	Longitud (°)	# años
15630000	HUMAITA	Rio Madeira	-7.50778	-63.02030	32
15650000	MALOCA TENHARIM	Rio Marmelos	-7.95778	-62.05030	16
15700000	MANICORE	Rio Madeira	-5.81667	-61.30190	32
15750000	HUMBOLDT	Rio Aripuana	-10.16750	-59.46440	17
15800000	BOCA DO GUARIBA	Rio Aripuana	-7.68333	-60.30000	25
15830000	PRAINHA VELHA	Rio Aripuana	-7.25000	-60.40000	27
15860000	FAZENDA VISTA ALEGRE	Rio Madeira	-4.89722	-60.02530	34
15910000	SUCUNDURI	Rio Sucunduri	-6.79500	-59.04220	27
16500000	ESTIRAO DA ANGELICA	Rio Mapuera	-1.10111	-57.05670	21
16650000	CACH DA PORTEIRA-CONJ 1	Rio Trombetas	-1.08750	-57.04690	28
17050001	OBIDOS	Rio Amazonas	-1.94722	-55.51110	34
17090000	BOCA DO INFERNO	Rio Curua	-1.50000	-54.87330	29
17093000	FONTANILHAS	Rio Juruena	-11.35830	-58.34280	22
17120000	PORTO DOS GAUCHOS	Rio Arinos	-11.53640	-57.42280	27
17280000	CACHOEIRAO	Rio Teles Pires	-11.65310	-55.70170	22
17340000	INDECO	Rio Teles Pires	-10.11250	-55.57000	24
17350000	CACHIMBO	Rio Braco Sul	-9.81722	-54.88580	24
17430000	BARRA DO SAO MANUEL JUSANTE	Rio Tapajos	-7.33972	-58.15530	23
18420000	FAZENDA ITAGUACU	Rio Ronuro	-13.13810	-54.44390	20
18460000	BOA SORTE	Rio Xingu	-6.75000	-51.98330	19
18500000	BOA ESPERANCA	Rio Fresco	-6.71917	-51.78280	20
18850000	ALTAMIRA	Rio Xingu	-3.21222	-52.21060	34
19100000	IRATAPURU	Rio Iratapuru	-0.55694	-52.57970	18
19150000	SAO FRANCISCO	Rio Jari	-0.57111	-52.57500	30

## RESULTADOS

Se estima una ley potencial de la forma de la ecuación [3] para cada una de las seis subcuencas estudiadas, y los cuantiles se estiman mediante la ecuación [4] con las FDP mencionadas. Las tablas 2 a 7 muestran los exponentes de escalamiento  $\theta(p)$  y  $\phi(p)$ , y los prefactores  $c(p)$ , así como los errores estándar, SE, correspondientes y los coeficientes de determinación,  $R^2$ .

**Tabla 2.** Resultados de las regresiones  $Q_p(A) = c(p)A^{\theta(p)}$  para diferentes períodos de retorno y FDP, en la subcuenca del Amazonas.

$T_r$	Gumbel					Fréchet					Lognormal				
	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$
2	0.88	0.92	0.27	0.53	0.91	0.88	0.93	0.25	0.53	0.91	0.88	0.92	0.27	0.53	0.91
5	0.86	0.90	0.39	0.51	0.91	0.86	0.90	0.38	0.52	0.91	0.85	0.90	0.40	0.52	0.91
10	0.85	0.89	0.47	0.51	0.91	0.84	0.89	0.50	0.52	0.90	0.84	0.89	0.49	0.52	0.90
25	0.84	0.88	0.58	0.51	0.90	0.82	0.87	0.69	0.53	0.90	0.83	0.88	0.61	0.52	0.90
50	0.83	0.87	0.66	0.51	0.90	0.81	0.86	0.89	0.54	0.89	0.82	0.87	0.70	0.53	0.90
100	0.82	0.87	0.75	0.51	0.90	0.80	0.85	1.14	0.57	0.88	0.82	0.87	0.79	0.54	0.89
500	0.81	0.86	0.95	0.52	0.90	0.76	0.84	2.02	0.63	0.84	0.80	0.86	1.02	0.55	0.88

**Tabla 3.** Igual que la tabla 2 pero para la cubcuenca del Solimoes.

$T_r$	Gumbel					Fréchet					Lognormal				
	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$
2	0.86	0.89	0.36	0.32	0.95	0.87	0.89	0.34	0.31	0.95	0.86	0.89	0.37	0.32	0.95
5	0.84	0.87	0.50	0.35	0.94	0.84	0.87	0.50	0.34	0.94	0.84	0.87	0.52	0.35	0.94
10	0.83	0.86	0.61	0.36	0.93	0.83	0.86	0.64	0.37	0.93	0.83	0.86	0.63	0.37	0.93
25	0.82	0.85	0.74	0.38	0.93	0.81	0.84	0.87	0.40	0.92	0.82	0.85	0.77	0.39	0.92
50	0.81	0.85	0.84	0.40	0.92	0.79	0.84	1.09	0.43	0.90	0.81	0.84	0.87	0.40	0.92
100	0.81	0.84	0.95	0.41	0.91	0.78	0.83	1.38	0.45	0.89	0.80	0.84	0.98	0.41	0.91
500	0.79	0.84	1.21	0.43	0.90	0.75	0.81	2.35	0.52	0.85	0.79	0.83	1.24	0.44	0.90

**Tabla 4.** Igual que la tabla 2 pero para la cubcuenca del Madeira.

$T_r$	Gumbel					Fréchet					Lognormal				
	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$
2	0.92	0.96	0.12	0.61	0.91	0.92	0.96	0.11	0.61	0.91	0.92	0.96	0.12	0.61	0.91
5	0.90	0.94	0.16	0.58	0.92	0.90	0.94	0.16	0.59	0.92	0.90	0.94	0.17	0.59	0.92
10	0.89	0.93	0.20	0.57	0.92	0.89	0.93	0.20	0.57	0.92	0.89	0.93	0.20	0.57	0.92
25	0.88	0.92	0.24	0.56	0.92	0.88	0.91	0.27	0.56	0.92	0.88	0.92	0.24	0.56	0.92
50	0.88	0.91	0.27	0.55	0.92	0.87	0.90	0.33	0.54	0.92	0.88	0.91	0.27	0.56	0.92
100	0.87	0.91	0.30	0.54	0.92	0.85	0.89	0.41	0.53	0.92	0.87	0.91	0.30	0.55	0.92
500	0.86	0.90	0.38	0.53	0.92	0.83	0.86	0.67	0.51	0.92	0.86	0.90	0.37	0.54	0.92

**Tabla 5.** Igual que la tabla 2 pero para la cubcuenca del Negro.

$T_r$	Gumbel					Fréchet					Lognormal				
	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$
2	0.88	0.94	0.36	0.44	0.89	0.89	0.94	0.33	0.45	0.89	0.89	0.94	0.36	0.44	0.89
5	0.87	0.92	0.50	0.43	0.89	0.87	0.92	0.49	0.44	0.89	0.87	0.92	0.51	0.44	0.89
10	0.86	0.91	0.59	0.43	0.89	0.85	0.91	0.63	0.44	0.89	0.85	0.91	0.62	0.44	0.89
25	0.85	0.90	0.72	0.43	0.89	0.84	0.89	0.87	0.45	0.88	0.84	0.90	0.76	0.45	0.88
50	0.84	0.89	0.81	0.43	0.89	0.82	0.88	1.10	0.47	0.87	0.84	0.89	0.87	0.45	0.88
100	0.84	0.89	0.91	0.43	0.89	0.81	0.88	1.40	0.49	0.85	0.83	0.89	0.98	0.46	0.87
500	0.83	0.88	1.14	0.44	0.88	0.78	0.86	2.42	0.54	0.81	0.81	0.88	1.25	0.48	0.86

**Tabla 6.** Igual que la tabla 2 pero para la cubcuenca del Tapajos.

$T_r$	Gumbel					Fréchet					Lognormal				
	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$
2	0.78	0.79	0.52	0.30	0.96	0.78	0.80	0.49	0.29	0.96	0.78	0.80	0.52	0.30	0.96
5	0.76	0.78	0.72	0.32	0.95	0.76	0.78	0.69	0.32	0.95	0.76	0.78	0.73	0.32	0.95
10	0.75	0.77	0.86	0.33	0.95	0.75	0.77	0.87	0.33	0.95	0.75	0.77	0.87	0.33	0.95
25	0.74	0.77	1.04	0.34	0.94	0.74	0.76	1.17	0.36	0.94	0.74	0.76	1.04	0.35	0.94
50	0.74	0.76	1.18	0.35	0.94	0.72	0.75	1.45	0.37	0.93	0.74	0.76	1.18	0.36	0.94
100	0.73	0.76	1.32	0.36	0.94	0.71	0.74	1.80	0.39	0.92	0.73	0.75	1.31	0.37	0.93
500	0.72	0.75	1.65	0.38	0.93	0.69	0.72	2.97	0.44	0.90	0.72	0.75	1.63	0.38	0.93



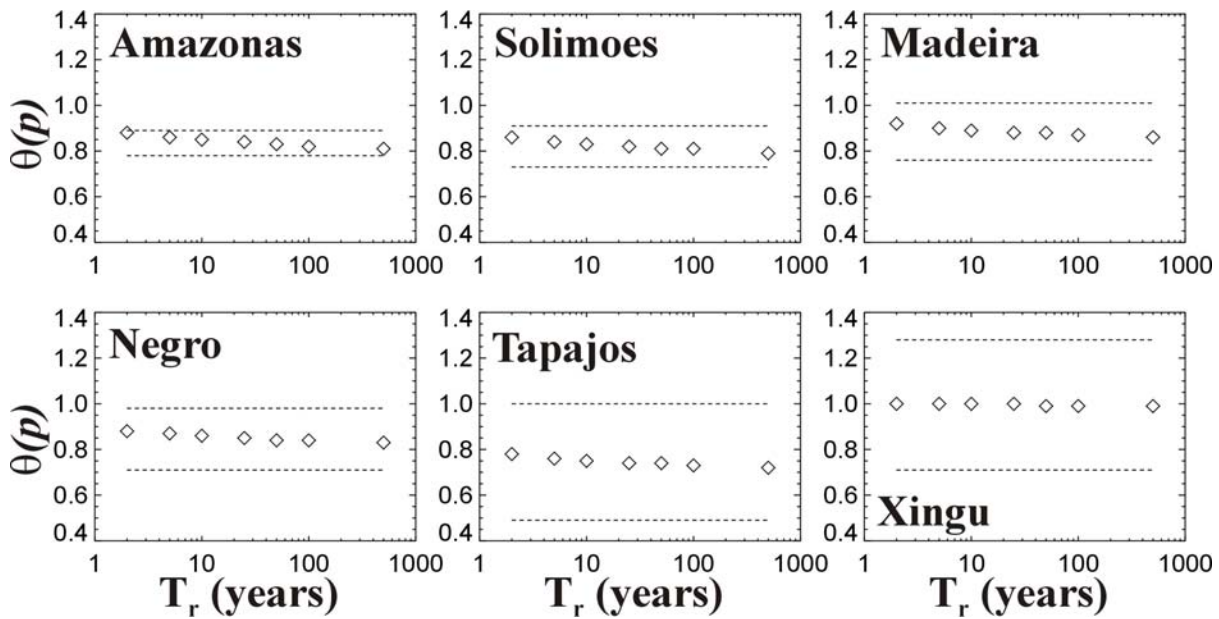
**Tabla 7.** Igual que la tabla 2 pero para la subcuenca del Xingu.

$T_r$	Gumbel					Fréchet					Lognormal				
	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$	$\theta(p)$	$\phi(p)$	$c(p)$	SE	$R^2$
2	1.00	1.00	0.05	0.21	0.99	1.00	1.00	0.05	0.21	0.99	1.00	1.00	0.05	0.21	0.99
5	1.00	1.00	0.06	0.20	0.99	1.00	1.01	0.06	0.20	0.99	1.00	1.01	0.06	0.20	0.99
10	1.00	1.00	0.07	0.20	0.99	1.00	1.01	0.06	0.20	0.99	1.00	1.01	0.06	0.20	0.99
25	1.00	1.00	0.08	0.19	0.99	1.00	1.01	0.07	0.19	0.99	1.00	1.01	0.07	0.20	0.99
50	0.99	1.00	0.08	0.19	0.99	1.01	1.01	0.08	0.19	0.99	1.00	1.01	0.07	0.19	0.99
100	0.99	1.00	0.09	0.19	0.99	1.01	1.01	0.09	0.18	0.99	1.01	1.01	0.08	0.19	0.99
500	0.99	1.00	0.11	0.18	0.99	1.01	1.01	0.11	0.17	0.99	1.01	1.01	0.08	0.18	0.99

De las tablas anteriores es importante notar que en la cuenca del Xingu (tabla 7) el exponente de escalamiento es aproximadamente igual a 1, a pesar del período de retorno y la FDP. Esto sugiere una fuerte relación lineal entre los cuantiles de la FDP y el área de drenaje. Además los estimadores de  $\theta(p)$ ,  $\phi(p)$ ,  $c(p)$ , SE y  $R^2$ , en el río Xingu son similares para las tres FDPs. Este último resultado, en adición con que los valores estimados de  $\theta(p) \approx 1.0$ , los valores bajos de SE (los menores entre todas las subcuencas), y los valores altos de  $R^2$ , refuerzan la idea de una relación lineal entre los cuantiles y el área de drenaje en la subcuenca del Xingu.

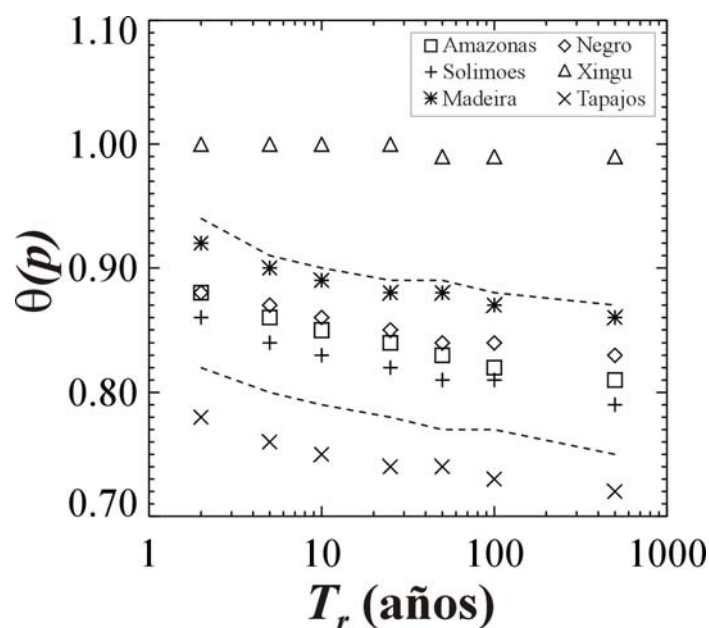
Todas las subcuencas con excepción de la del Xingu exhiben las siguientes cualidades comunes, para las tres FDP: (i)  $\theta(p)$  decrece con el período de retorno, (ii) las diferencias entre  $\theta(p)$  y  $\phi(p)$  no son mayores del 10% y sus patrones de decrecimiento con respecto a la frecuencia de las crecientes son similares, y (iii) los prefactores crecen con el período de retorno. Por otro lado, se notan las siguientes diferencias: (i) el decrecimiento total de  $\theta(p)$  con  $T_r$  variando entre 2 y 500 años, siempre es mayor con la FDP Fréchet (del 10% al 14%), y menor con la FDP Gumbel (del 6% al 8%); (ii) la variabilidad en los valores estimados de  $c(p)$  es significativamente mayor que la de  $\theta(p)$ , y de nuevo esta variabilidad es mayor con la FDP Fréchet y menor con la FDP Gumbel; (iii) la bondad de ajuste de las regresiones cuantificada a través de  $R^2$  siempre es mejor (o igual) con la FDP Gumbel y peor con la FDP Fréchet. Estas diferencias se acentúan con el incremento del período de retorno. (iv) La variabilidad estimada de SE es mayor con la FDP Fréchet que con las otras dos FDP. Con la primera, SE siempre exhibe variaciones mayores del 15%, mientras que con las FDP Gumbel y Lognormal este efecto sólo aparece para las subcuencas del Solimoes y del Tapajos.

Para investigar la existencia de escalamiento simple o múltiple in los cuantiles de las crecientes, se examinan las variaciones de los exponentes de escalamiento con el período de retorno en cada una de las subcuencas, y se hace una comparación estadística de los exponentes para establecer si cambian con el período de retorno con algún nivel de significancia. El hecho de que los exponentes de escalamiento decrezcan con el período de retorno sugiere escalamiento múltiple, como ha sido encontrado para cuencas grandes (Gupta et al., 1994; Smith, 1992). Sin embargo, este decrecimiento observado no es estadísticamente significativo, según se muestra en la figura 2 para la FDP Gumbel (para las otras dos FDP el comportamiento es similar). Todos los valores de  $\theta(p)$  están dentro de la banda de confianza del 95% de estimación de los exponentes de escalamiento correspondientes a  $T_r = 25$  años. Este valor se escoge *ad hoc* para la comparación. Por lo tanto, los resultados indican que los valores estimados de  $\theta(p)$  no son estadísticamente diferentes para los diferentes períodos de retorno, y por lo tanto la hipótesis de escalamiento simple no puede ser descartada.



**Figura 2.-** Exponentes de escalamiento de la ley potencial  $Q_p(A) = c(p)A^{\theta(p)}$ , como función del período de retorno, usando la FDP Gumbel. Los guiones representan las bandas de confianza del 95% para  $T_r = 25$  años.

La consistencia espacial del análisis de cuantiles se examina mediante la comparación de los estimadores de los exponentes de escalamiento para todas las subcuencas. La figura 3 muestran los exponentes de escalamiento como función del período de retorno para la FDP Gumbel (para las otras dos FDP las gráficas –no mostradas– son similares). Se escoge la subcuenca Amazonas como base para la comparación porque esta exhibe la banda de confianza más restrictiva (estrecha) debido a tener el mayor número de grados de libertad en la estimación de la banda, dado que todas las estaciones de medición están incluidas en esta subcuenca. Las subcuencas del Amazonas, Solimoes, Madeira y Negro muestran exponentes de escalamiento estadísticamente similares, dentro de la banda de confianza del 95% para los estimadores del Amazonas. Por otro lado, los exponentes de escalamiento para las subcuencas del Xingu y el Tapajos están por fuera de dicha banda de confianza. Este resultado se discute en la última sección.



**Figura 3.-** Exponentes de escalamiento para las subcuencas estudiadas, como función del período de retorno, para la FDP Gumbel. Los guiones representan la banda de confianza del 95% para los estimadores en toda la cuenca del Amazonas.

## DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El análisis realizado indica escalamiento espacial simple de las crecientes en las subcuencas de Amazonas estudiadas, debido a la invarianza estadística de los exponentes de escalamiento con el período de retorno, tal como se muestra en la figura 2. Para profundizar en el entendimiento del papel del efecto de regresión en la estimación de los exponentes de escalamiento de leyes potencial es como la ecuación [3], se sigue el análisis desarrollado por Gupta y Dawdy (1995). Sea  $Y = m + nX$  una ecuación de regresión. Luego, el estimador por mínimos cuadrados de  $m$  está dado por

$$m = \frac{\sigma(Y)}{\sigma(X)}\rho(X, Y) \quad [5]$$

y el error estándar de la estimación, SE, está dado por

$$SE = \sigma(Y)\left[1 - \rho^2(X, Y)\right]^{1/2} \quad [6]$$

donde  $\sigma$  denota la desviación estándar,  $\rho$  denota el coeficiente de correlación, y  $\left[1 - \rho^2(X, Y)\right]^{1/2}$  es el denominador efecto de regresión. Para un valor fijo de  $\sigma(Y)$ , valores de SE mayores corresponden a valores de  $\rho$  menores y por lo tanto a una mayor reducción en el estimador de la pendiente,  $m$ , debido al efecto de regresión. Se sabe que SE mide la variabilidad no explicada de cada regresión, de manera que si los valores de SE para diferentes períodos de retorno son similares dentro en una subcuenca, entonces cada ecuación de regresión explica aproximadamente la misma variabilidad y el efecto de regresión no afecta los valores relativos de los exponentes de escalamiento. Adicionalmente, si SE decrece con  $T_r$  entonces cualquier reducción de  $\theta(p)$  con  $T_r$  no se debe al efecto de regresión. Sin embargo, si SE crece con  $T_r$  (como podría esperarse debido a los efectos asociados con el tamaño de la muestra, Gupta et al., 1994), entonces cualquier interpretación acerca del decrecimiento del exponente de escalamiento con  $T_r$  en términos de escalamiento múltiple estaría tergiversada por el efecto de regresión. En resumen, si los errores estándar se mantienen constantes o decrecen o son uniformemente pequeños, entonces el efecto de regresión no afecta la interpretación del escalamiento simple o múltiple, de otro modo cualquier interpretación está limitada por el efecto de regresión.

Con el propósito de comparar los estimadores de SE se establece el criterio (*ad hoc*) de que sólo aquellas diferencias mayores del 10% son significativas, y se define como un *error pequeño* aquel que sea menor que el 20%. Estos criterios son similares a los que se infieren de Gupta y Dawdy (1995). Consecuentemente, los casos en los que el efecto de regresión afecta la interpretación del escalamiento múltiple son: Amazonas y Negro usando la FDP Fréchet, y Solimoes y Tapajos usando las 3 FDP. En las demás casos el efecto de regresión no es significativo.

Los valores estimados del exponente de escalamiento están entre 0 y 1 para todas las subcuencas estudiadas. Esto significa que la función que relaciona las crecientes y el área (ecuación [3]) es cóncava en A o lineal (para  $\theta = 1$ ). En este contexto, la concavidad (convexidad) implica decrecimiento (crecimiento) de la variabilidad espacial de las crecientes con el área, tal como muestran Gupta y Waymire (1990) para los momentos de la FDP. Con base en esto, el hecho de que  $0 < \theta < 1$  para todas las subcuencas con excepción de la del Xingu (donde  $\theta \approx 1$ ), se puede interpretar como un cualidad particular de estas subcuencas, que significa que la variabilidad espacial de los cuantiles de las crecientes disminuye con la escala espacial, tal como se ha predicho para cuencas grandes mediante el coeficiente de variación (Smith, 1992; Gupta et al., 1994). Este

patrón de variabilidad está relacionado con los procesos que gobiernan la ocurrencia de las crecientes.

En la figura 3 se pueden distinguir 3 exponentes de escalamiento diferentes. Primero, el exponente para la subcuenca del Xingu que es el mayor de todos. Segundo, los exponentes de escalamiento para las subcuencas del Solimoes, Madeira y Negro que se consideran estadísticamente similares por estar dentro de la banda de confianza del 95% estimada a partir de todas las estaciones de medición (subcuenca del Amazonas). Y tercero, el exponente de escalamiento de la subcuenca del Tapajos, el menor de todos. En la discusión que sigue está implícito el supuesto de que los exponentes de escalamiento y los prefactores reflejan procesos físicos asociados con la producción de las crecientes.

Independientemente de la FDP y del período de retorno, los exponentes de escalamiento estimados decrecen en el siguiente orden: Xingu, Madeira, Negro, Amazonas, Solimoes y Tapajos. Mayores (menores) exponentes de escalamiento implican una variabilidad más alta (más baja) de las crecientes con el área de drenaje, lo cual, físicamente, está relacionado con procesos de producción y agregación de escorrentía más rápidos (lentos).

Se distinguen dos regiones así: (i) Amazonía oriental, donde se encuentran las subcuencas del Solimoes, del Madeira y del Negro, cuyas partes altas están en (Solimoes y Madeira) o cerca a (Negro) la cordillera de los Andes. Y (ii) Amazonía occidental, donde están localizadas las subcuencas del Xingu y del Tapajos, que se encuentran lejos de los Andes y del océano Pacífico, y cerca al océano Atlántico y a la cuenca del río de La Plata.

El principal forzamiento para la producción de las crecientes en la Amazonia es la lluvia. Existe una clara diferencia entre la cantidad y distribución temporal de la precipitación en la Amazonia occidental y oriental, siendo esta última la zona más seca de la cuenca (Sombroek, 2001). El papel de la lluvia en la producción de las crecientes involucra varias escalas espaciales y temporales. Las escalas espaciales involucradas corresponden al área de las cuencas y al tamaño de las tormentas. La primera está relacionada con el tiempo de concentración ( $t_c$ ), una escala temporal característica relacionada con las crecientes. Por otro lado, la duración ( $\delta$ ) es una escala de tiempo característica de las tormentas. El papel dual del tiempo de concentración y la duración (Gupta y Waymire, 1998), condiciona la respuesta hidrológica de las cuencas en general, y la producción de las crecientes en particular.

El área de las subcuencas estudiadas varía entre  $700 \text{ km}^2$  y  $4600000 \text{ km}^2$ , lo cual significa que se trata de *cuencas grandes*. Aquí la distinción entre cuencas pequeñas y grandes está hecha en términos de un área crítica (Goodrich et al., 1997; Gupta, 2004), que es cierto tamaño de cuenca donde el exponente de escalamiento cambia de un valor mayor (cuencas pequeñas) a uno menor (cuencas grandes) (ver la figura 4 de Goodrich et al., 1997). Este cambio en el exponente de escalamiento se explica principalmente porque en cuencas pequeñas (grandes) toda la cuenca (no) aporta a la hidrógrafa de crecientes, es decir,  $t_c < \delta$  ( $t_c > \delta$ ). En este contexto, el tiempo de concentración de las subcuencas estudiadas en la Amazonia es menor que la duración típica de las tormentas (e.g. Poveda and Zuluaga, 2005), y por lo tanto las crecientes no involucran aportes de escorrentía de toda la cuenca. Un aspecto adicional importante es que, dado el tamaño de las cuencas, una creciente podría recibir aportes de varias tormentas.

Otro aspecto relevante de los exponentes de escalamiento es su consistencia espacial, probablemente vinculada a los procesos de producción de las crecientes en diferentes cuencas (Gupta y Dawdy, 1995). Tal como se mencionó antes (figura 3) los exponentes de escalamiento para las subcuencas del Solimoes, Madeira y Negro con estadísticamente similares, y diferentes a los de las subcuencas del Tapajos y Xingu. Se propone la hipótesis de que estas semejanzas y

diferencias reflejan la manera como los Andes afectan de dos formas la producción de las crecientes. Primero, las montañas de los Andes son barreras naturales para los vientos de bajo nivel (incluyendo los alisios) que entran a la Amazonia desde el océano Atlántico, cambiando la dirección de los vientos del este a vientos del norte (p.e. ver figura 5 de Vizzy y Cook, 2007). Estos vientos son transportadores de humedad y por lo tanto importantes mecanismos de precipitación sobre la Amazonia. Luego, los Andes afectan la precipitación en la Amazonia oriental, debido a su influencia sobre los patrones de viento y los efectos orográficos sobre la formación de nubes, controlando así la producción de crecientes. Además, las crecientes en la Amazonia oriental están afectadas por intensas tormentas sobre los Andes, y también por teleconexiones con el océano Pacífico como las que se presentan durante las dos fases de El Niño/Southern Oscillations en la región. Poveda et al. (2006) introducen un modelo conceptual de las interacciones y retroalimentaciones en el sistema Andes-Amazonia (ver su figura 7). En contraste, las aguas altas de las subcuencas del Tapajos y del Xingu están en Suramérica central, lejos de los Andes y el océano Pacífico, y más cerca del océano Atlántico y la cuenca del río de La Plata.

Estos resultados tienen importantes implicaciones sobre nuestro entendimiento de la naturaleza de los procesos hidrológicos en la cuenca del río Amazonas en diferentes escalas espaciales.

## AGRADECIMIENTOS

Esta investigación ha sido financiada por la Dirección de Investigación de la Universidad Nacional de Colombia sede Medellín (DIME). Los autores también agradecen a COLCIENCIAS por la financiación del programa de investigación GRECIA. Los datos hidrológicos fueron suministrados por el proyecto HYBAM (Hydro-Géodynamique Actuelle du Bassin Amazonien; <http://golden.teledetection.fr/gerad/whybam2/whybam.php>).

## REFERENCIAS

- Carvalho, D and D. Lavalle and C. Jones** (2002) "Multifractal properties of evolving convective system over tropical South America". *Geophysical Research Letters*. Vol 29, No. 15, pp. 1743.
- Chow, V.T.** (1951). "A general formula for hydrologic frequency analysis". *Trans. Am. Geophys. Union*. Vol. 32, pp. 231–237.
- Chow, V.T.**(1964). *Handbook of Applied Hydrology*. Vol 8, McGraw-Hill.
- Eltahir, E.A.B and R.L Bras.** (1994) "Precipitation recycling in the amazon basin". *Q. Jour. Royal Met. Soc.* Vol. 120, pp. 861–880.
- Furey, P and V. Gupta** (2000) "Space-time variability of low streamflows in river networks". *Water Resour. Res.* vol 36, No. 9, pp.2679–2690.
- Goodrich, D, L. Lane, R. Shillito, S. Miller K. Syed and D. Woolhiser.** (1997). "Linearity of basin response as a function of scale in a semiarid watershed". *Water Resources Research*. vol 33, pp. 2951–2965.
- Gupta, V.** (2004). "Emergence of statistical scaling in floods on channel networks from complex runoff dynamics". *Chaos, Solitons and Fractals*. vol 19, pp. 357–365.
- Gupta, V and D. Dawdy.** (1995). "Physical interpretations of regional variations in the scaling exponents of flood quantiles". *Hydrological Processes*. vol 9, pp. 347–361.
- Gupta, V, O. Mesa, and D. Dawdy.** (1994). "Multiscaling theory of flood peaks: Regional quantile analysis". *Water Resources Research*. vol 30, pp. 3405–3421.
- Gupta, V and E. Waymire.** (1990). "Multiscaling properties of spatial rainfall and river flow distributions". *Journal of Geophysical Research*. vol. 95, No. D3, pp.1999–2009.
- Heo, J and D. Salas.** (1996). "Estimation of quantiles and confidence intervals for the log-gumbel distribution". *Stochastic Hydrology and Hydraulics*. vol. 10, pp.187–207.
- Jarvis, R and M. Woldenberg.** (1984) *River networks. En Benchmark Papers in Geology*. vol 80. Hutchinson Ross, Stroudsburg, PA.
- Jensen, A, H. C. Hamaker, H. Cramer, and E. Stene.** (1970). "A characteristic application of statistics in hydrology". *Revue de l'Institut International de Statistique / Review of the International Statistical Institute*. vol. 38, pp.42–48.

- Leopold, L and T. M. Jr.** (1953). "The hydraulic geometry of stream channels and some physiographic implications". *USGS Prof. Paper*. vol. 252, pp.1–57.
- Makarieva, A.M and V. G. Gorshkov.** (2007). "Biotic pump of atmospheric moisture as driver of the hydrological cycle on land". *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, vol 11, pp.1013–1033.
- Mandelbrot, B.B.** (1998). "Multifractals and 1/f noise". *Wild self-affinity in Physics*. vol Ñ. Springer-Verlag.
- Marengo, J.A and C. A. Nobre.** (2001). *General characteristics and variability in the amazon basin and its links to the global climate system*. In M. E. McClain, R. L. Victoria, and J. E. Richey, editors, *The Biogeochemistry of the Amazon Basin*. Oxford Univ. Press.
- Menabde, M and M. Sivapalan.**(2001). "Linking space-time variability of river runoff and rainfall fields: a dynamic approach". *Advances in Water Resources*. vol. 24, No. 9, pp. 1001–1014.
- Menabde, M, S. Veitzer, V. Gupta, and M. Sivalpalan.** (2001). "Tests of peak flow scaling in simulated self-similar river networks". *Advances in Water Resources*. vol 24, pp. 991–999.
- Morales, J and G. Poveda.** (2006). "Spatial scaling of amazonian rainfall fields during the wetamc/lba campaign (in spanish)". In *Proc. XVII Colombian Hydrological Meeting*. Colombian Soc. Engineers.
- Ogden, F and D. Dawdy.** (2003). "Peak discharge scaling in a small hortonian watershed". *Journal of Hydrology*. vol 8, pp. 64–73.
- Poveda, G and J. F. Mejia.** (2004). "Spatial scaling of mesoscale convective systems ever colombia and the eastern pacific in 1998, using trmm data. (in spanish)". *Avances en Recursos Hidraulicos*. vol 11, pp.131–143.
- Poveda, G and O. Mesa.** (1997). "Feedbacks between hydrological processes in tropical south america and large-scale ocean-atmospheric phenomena". *Journal of Climate*. vol 10, pp. 2690–2702.
- Poveda, G and L. F. Salazar.** (2004). "Annual and interannual (enso) variability of spatial scaling properties of a vegetation index (ndvi) in amazonia". *Remote Sensing of Environment*. vol 93, pp. 391–401.
- Poveda, G, J. I. Velez, O. Mesa, and co authors.** (2007). "Linking long-term water balances and statistical scaling to estimate river flows along the drainage network of Colombia". *Jour. Hydrol. Eng.* vol 12, No. 1, pp. 4–13.
- Poveda, G., P. R. Waylen, and R. Pulwarty.** (2006). "Modern climate variability in northern south america and southern mesoamerica". *Palaeogeography, Palaeoclimatology, Palaeoecology*. vol 234, pp. 3–27.
- Salati, E.** (1985): "The climatology and hydrology of Amazonia", *Amazonia*. Pergamon.
- Smith, J.D.** (1992). "Representation of basin scale in flood peak distributions". *Water Resources Research* vol 21, pp. 2993–2999.
- Sombroek, W.** (2001). "Spatial and temporal patterns of amazon rainfall". *Ambio* vol 30, No. 7, pp. 388–396.
- Sposito, G** (1998). *Scale Dependence and Scale In-variance in Hydrology*. Cambridge.
- V. G and E. Waymire.** (1998). *Spatial variability and scale invariance in hydrologic regionalization*. In G. Sposito, editor, *Scale dependence and scale invariance in hydrology*. pp. 88–135. Cambridge, 1998.
- Vizzy, E.K and K. H. Cook.** (2007). "Relationship between amazon and high andes rainfall". *Journal of Geophysical Research*. vol 112, pp. 1–14.
- Vogel, R and A. Sankarasubramanian.** (2000). "Spatial scaling properties of annual streamflow in the united states". *Hydrological Sciences-Journal des Sciences Hydrologiques*. vol 45, No. 3, pp. 465–476.
- Werth, D and R. Avissar.** (2002). "The local and global effects of amazon deforestation". *Jour. Geoph. Res.*, vol 107, No. D20, 8087, doi:10.1029/2001JD000717.
- Zeng, N, R. E. Dickinson, and X. Zeng.** (1996). "Climatic impact of amazon deforestation - a mechanistic model study". *Journal of Climate*. pp. 859- 883.
- Zhang, H, K. McGuffie, and A. Henderson-Sellers.** (1996). "Impacts of tropical deforestation. part ii: The role of large-scale dynamics". *Journal of Climate*. vol 9, pp. 2498–2521.