

تشخیص ساختار بهینه و تحلیل عدم قطعیت مدل بیلان آبی ماهانه

بهزاد رهنما^{۱*}، محسن ناصری^۲ و بنفشه زهرایی^۳

چکیده

مدل‌های ماهانه بیلان آب (مدل‌های بارش - رواناب در مقیاس ماهانه) از ابزارهای اصلی در ارزیابی و برنامه‌ریزی بلندمدت منابع آب هستند. ساختار اصلی این مدل‌ها شامل معادلات پیوستگی ذخیره رطوبتی خاک، آب زیرسطحی و در برخی مواقع آب زیرزمینی است. متغیرهای مورد توجه در مدل‌سازی حوضه‌های آبریز که به‌عنوان ورودی این مدل‌ها در نظر گرفته می‌شوند شامل رواناب سطحی، بارش، تبخیر و در برخی موارد، دمای متوسط ماهانه حوضه هستند. با توجه به تعدد مجهول‌های معادلات مورد استفاده برای مدل‌سازی فرآیند ماهانه بیلان آبی، استفاده از روابط کمی اجتناب‌ناپذیر است. این معادلات به طور معمول تجربی بوده و به‌صورت پیش فرض در مدل‌های مختلف توصیه و استفاده شده‌اند. در این مقاله به بهینه‌سازی نوع رابطه‌های موجود در ساختار مدل بودیکو (Budyko) که برای مدل‌سازی میزان مشارکت آب زیرزمینی در دبی پایه، رطوبت خاک و میزان تبخیر استفاده شده‌اند، اقدام شده است. مدل جدید همراه با ساختار معمول از مدل بودیکو مورد ارزیابی عدم قطعیت با روش GLUE قرار گرفته است. نتایج گویای بهبود نسبی شاخص‌های عملکردی مدل بهبود یافته در سه حوضه آبریز مختلف در مقایسه با روش‌های معمول بوده و از نظر عدم قطعیت نیز نتایج تا حدود زیادی برتری داشته است.

واژه‌های کلیدی: بودیکو (Budyko)، تحلیل عدم قطعیت، تشخیص ساختار بهینه، مدل بیلان آبی ماهانه، GLUE.

ارجاع: رهنما ب. ناصری م. زهرایی ب. ۱۳۹۳. تشخیص ساختار بهینه و تحلیل عدم قطعیت مدل بیلان آبی ماهانه. مجله پژوهش آب ایران. ۸(۱۴): ۷۷-۸۶.

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی آب، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه تهران.

۲- دانشجوی دکتری مهندسی آب، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه تهران.

۳- دانشیار گروه مهندسی عمران، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه تهران.

* نویسنده مسئول: b.rahnama@ut.ac.ir

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱/۲۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۲/۲۴

مقدمه

در هیدرولوژی، به مدل‌هایی خاص که برای شبیه‌سازی چرخه آبی در حوضه آبریز در مقیاس‌های زمانی بلندمدت (سالانه)، میان مدت (ماهانه) و یا کوتاه‌مدت (روزانه) و با استفاده از بیلان رطوبتی خاک استفاده می‌شوند، مدل‌های بیلان آبی می‌گویند (ژانگ و همکاران، ۲۰۰۸). اگرچه در برخی از منابع، همچنان عنوان بارش-رواناب ماهانه و یا سالانه را به همراه دارند. وجه مشترک غالب مدل‌های بیلان آبی، استفاده از معادله پیوستگی است. ریشه اصلی این معادلات بر تعادل و پیوستگی زمانی رطوبت خاک در مقیاس زمانی مورد بررسی و در حوضه (و یا حوضه‌های) مورد بررسی استوار است. در این میان، روش‌های کمی هستند که به‌صورت مستقل به بررسی ساختار بیلان آبی در مقیاس ماهانه پرداخته‌اند. در این مدل‌ها، به طور معمول اجزای تبخیر (و یا تبخیر و تعرق)، بارش، رواناب مستقیم-سریع، رواناب پایه مورد استفاده دارند و در برخی از مدل‌های موجود، بارش تبدیل شده به برف و میزان آب معادل برف و تبادل با سفره آب زیرزمینی نیز در نظر گرفته می‌شود.

مدل‌های بیلان آبی ماهانه به طور گسترده برای پیش‌بینی بلندمدت توزیع منابع آب تحت شرایط مختلف به کار گرفته شده‌اند. این مدل‌ها اساساً در سه زمینه استفاده می‌شوند: ۱. بازسازی و احیا^۱ هیدرولوژی حوضه، ۲. برآورد و تعیین اثرات تغییرات آب و هوایی و ۳. ارزیابی الگوهای فصلی و جغرافیایی از عرضه و تقاضای آب (ژو و سینگ، ۱۹۹۸).

بی‌شک مقیاس زمانی میانه (ماهانه) برای بسیاری از کاربردها مانند برنامه‌ریزی‌های ماهانه و فصلی در حوضه‌های آبریز مهم است. این مقیاس زمانی از یک طرف دقت لازم برای رسیدن به الگوی پاسخ هیدرولوژیک منطقه را داشته و از طرفی آن‌قدر کوتاه نیست که مدل‌سازی را با فرآیندهای پیچیده فیزیوگرافیک و هیدرولوژیک درگیر کند. این مدل‌ها دارای ساختارها و رابطه‌های متفاوتی هستند که برای تأمین برابری مقادیر معلوم و مجهول در معادلات بیلان استفاده می‌شوند. مدل‌های بیلان آبی در دهه ۴۰ میلادی توسط تورنث ویت توسعه داده شدند و بعد از آن در سال ۱۹۵۵ توسط تورنث ویت و متر بازنگری و اصلاح شدند و تاکنون توسعه آن‌ها با ابداعات متنوع در

جنبه‌های مختلف ادامه داشته است. این مدل‌ها به طور عموم به‌صورت یکپارچه^۲ و کلی‌نگر بوده که قابل کاربرد در حوضه‌های کوچک تا خیلی بزرگ هستند.

در میان پژوهش‌های موجود در ادبیات فنی، شاید اولین بررسی جامع برای مدل‌سازی بیلان (بارش-رواناب) ماهانه مربوط به آلی (۱۹۸۴) است. وی در پژوهش خویش به سه روش ماهانه ارائه شده توسط تورنث ویت و متر (مدل T، ۱۹۵۷)، روش پالم (مدل P، ۱۹۶۵) و به ساختار ماهانه ارائه شده توسط توماس (۱۹۸۱) که به مدل مشهور abcd شناخته شده است، پرداخته و در نهایت به گزارش مقایسه‌ای نتایج با یکدیگر می‌پردازد. این پژوهش یکی از جدی‌ترین سنگ بناهای مدل‌سازی مفهومی^۳ در مقیاس ماهانه است که در بیشتر پژوهش‌های انجام شده در این خصوص، به آن اشاره شده است. یکی از روش‌های معروف در مدل‌سازی بیلان ماهانه و سالانه، مدل‌های بیلان با ساختار بودیکو هستند.

در مدل‌سازی منابع آب اغلب از منحنی بودیکو برای شبیه‌سازی تبخیر به‌عنوان تابعی از شاخص خشکی در چارچوب ساده عرضه و تقاضا استفاده می‌شود. در برخی از نقاط جهان ممکن است تبخیر سالیانه به بارش سالیانه نزدیک شود، این حالت هنگامی رخ می‌دهد که همیشه انرژی کافی برای تبخیر بارش موجود باشد که بیشتر چنین مکان‌هایی محدودیت رطوبت دارند. در دیگر نقاط، تبخیر سالیانه ممکن است به تبخیر پتانسیل نزدیک شود. این اتفاق زمانی مشخص می‌شود که انرژی موجود کمتر از انرژی لازم برای تبخیر بارش سالیانه باشد. به عبارت دیگر، این مکان‌ها محدودیت انرژی دارند. بسته به نوع خشکی آب و هوا، آب یا انرژی موجود می‌تواند به‌عنوان عوامل محدود کننده شناخته شوند (گریس و همکاران، ۲۰۰۹).

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

برای ارزیابی نتایج این نحوه از مدل‌سازی، سه حوضه آبریز شامل یک حوضه داخلی (حوضه بشار تا ایستگاه پاتاوه) و دو حوضه خارجی در کشور فرانسه استفاده شده است. حوضه بشار از زیر حوضه‌های حوضه آبریز کارون بزرگ است که در استان کهگیلویه و بویراحمد در سمت جنوب

تا ژانویه ۱۹۹۶ است. اطلاعات این حوضه‌ها در جدول ۱ ارائه شده است. حوضه داخلی، حوضه‌ای کوهستانی است که در برخی از ماه‌های سال منطقه‌های برف‌گیر داشته ولی حوضه‌های خارجی، مرطوب بوده و ذوب برف در تولید رواناب کلی حوضه تأثیر کمی دارد. آن‌طور که دیده می‌شود، حوضه‌های منتخب از نظر وسعت در کلاس‌های متفاوتی جای دارند. در ادامه به شرح نحوه مدل‌سازی پرداخته شده است.

غربی کشور قرار دارد. حوضه بشار دارای موقعیت طول جغرافیایی $۵۱^{\circ} ۱۰'$ تا $۵۲^{\circ} ۰'$ و عرض جغرافیایی $۳۰^{\circ} ۱۵'$ تا $۳۱^{\circ} ۱۵'$ شمالی است. سری زمانی داده‌های هیدرولوژی در حوضه بشار از سال ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۰ است. حوضه‌های P1114010 و O3006710 در جنوب غربی کشور فرانسه قرار دارند. داده‌های استفاده شده در این مقاله، مشابه داده‌های استفاده شده توسط پرین و همکاران (۲۰۰۱) است. سری زمانی داده‌ها در این حوضه‌ها از ژانویه ۱۹۵۴

جدول ۱- مشخصات حوضه‌های مورد بررسی در ایران و فرانسه

ردیف	کشور	نام یا کد حوضه	مساحت (km ²)	بارش ماهانه (mm)		تبخیر ماهانه (mm)		رواناب ماهانه (mm)	
				کمینه	بیشینه	کمینه	بیشینه	کمینه	بیشینه
۱	ایران	بشار	۲۷۰۰	۰	۵۹۴/۵	۰	۳۹۵/۶	۷/۲	۲۹۲/۵
۲	فرانسه	O3006710	۱۰/۱	۲/۸	۹۴۷/۵	۱۳/۳	۱۴۱/۳	۰	۸۶۷/۷
۳	فرانسه	P1114010	۸۱	۸/۰	۲۵۷/۰	۱۲/۹	۱۳۱/۲	۲/۸	۴۳۹/۵

ساختار بیلان ماهانه بودیکو

در ساختار منحنی‌های بودیکو دو معادله تعادل آبی و انرژی حاکم است (آرورا، ۲۰۰۲) که در معادلات ۱ و ۲ ارائه شده‌اند:

$$\frac{ds}{dt} = P - E - Q \quad (۱)$$

$$R_n = \rho \lambda E + H + G \quad (۲)$$

در معادلات بالا، S ، P ، E ، Q و R_n به ترتیب معرف ذخیره آبی، بارش، تبخیر واقعی، رواناب حوضه و تابش خالص هستند. همچنین λ معرف گرمای نهان تبخیر، H شار حرارت محسوس و G شار حرارتی زمین است. با اعمال ساده‌سازی ریاضی و با استفاده از معادلات ۱ و ۲، رابطه تبخیر پتانسیل و بارش به صورت معادله ۳، قابل ارائه خواهد بود:

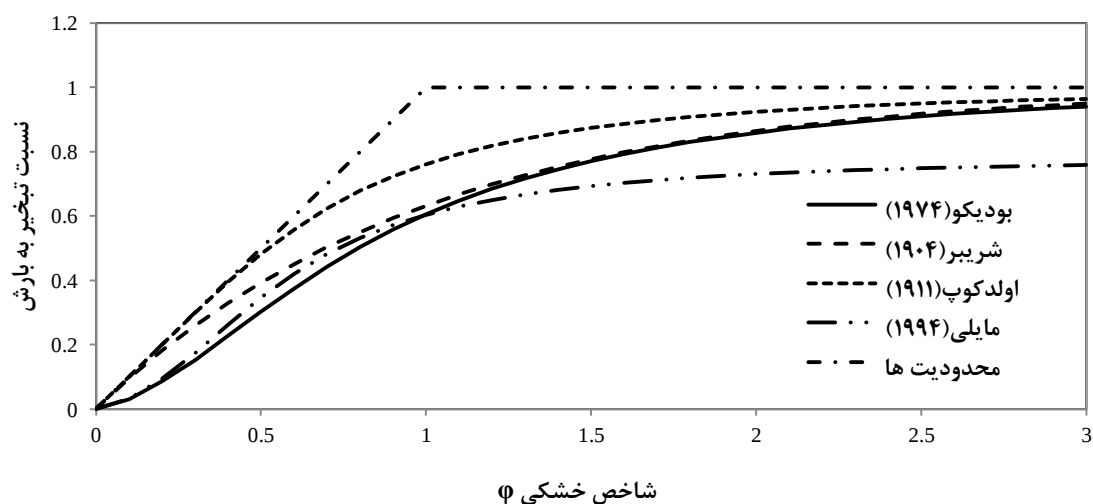
$$\frac{E_p}{P_a} = \frac{E_a}{P_a} + \frac{B_r E_a}{P_a} = \phi = \frac{E_a}{P_a} (1 + B_r) \quad (۳)$$

که در معادله بالا $B_r = \frac{H \rho \lambda}{E_a}$ نسبت بوون، ϕ شاخص خشکی و E_a ، P_a به ترتیب تبخیر و بارش واقعی هستند. مطالعات زیادی برای پیدا کردن ارتباط تبخیر و بارش واقعی انجام شده است (شریبر، ۱۹۰۴؛ اولدکوپ، ۱۹۱۱؛ بودیکو، ۱۹۷۴؛ ترک، ۱۹۵۴ و پایک، ۱۹۶۴)، در جدول ۲ این معادله‌ها ارائه شده‌اند. برای درک بهتر، برخی معادلات در جدول ۲ و شکل ۱، ارائه شده است. در ساختار مدل بودیکو، از رابطه‌های بالا برای تخمین تبخیر محتمل، میزان رواناب قابل جاری شدن و در نهایت میزان رطوبت خاک استفاده شده است.

در این مقاله با استفاده از روش بهینه‌سازی تکاملی الگوریتم ژنتیک به بهینه‌سازی ساختار و تخمین پارامترهای لازم در هر نوع پرداخته شده و با روش‌های متداول مقایسه شده است. این بهینه‌سازی از اجرای پی‌درپی مدل جلوگیری کرده و در نتیجه ساختار مناسب را مشخص می‌کند.

جدول ۲- منحنی‌های مختلف بودیکو به عنوان تابعی از شاخص خشکی ϕ

ردیف	مرجع	معادله
۱	شریبر (۱۹۰۴)	$\frac{E_a}{P_a} = 1 - \exp(-\phi)$
۲	اولدکوپ (۱۹۱۱)	$\frac{E_a}{P_a} = \phi \tanh(1/\phi)$
۳	ترک (۱۹۵۴) و پایک (۱۹۶۴)	$\frac{E_a}{P_a} = (1 + \phi^{-\nu})^{-1/\nu}$
۴	بودیکو (۱۹۷۴)	$\frac{E_a}{P_a} = [\phi \tanh(1/\phi)(1 - \exp(-\phi))]^\alpha \quad (\alpha \cong 0.5)$
۵	ژانگ و همکاران (۲۰۰۴)	$\frac{E_a}{P_a} = 1 + \phi - [1 + (\phi)^w]^{1/w}$
۶	منحنی آلفا مایلی (۱۹۹۳)	$\frac{E_a}{P_a} = \{\exp[\alpha(1 - 1/\phi)] - 1\} / \{\exp[\alpha(1 - 1/\phi)] - 1/\phi\}$
۷	منحنی بتا مایلی (۱۹۹۳)	$\frac{E_a}{P_a} = \{\exp[\beta(\phi - 1)] - 1\} / \{\exp[\beta(\phi - 1)] - 1/\phi\}$
۸	مایلی (۱۹۹۴)	$\frac{E_a}{P_a} = \frac{1 + W\phi}{1 + W\phi + 1/\phi}$



شکل ۱- تقریب ارائه شده با منحنی‌های مختلف بودیکو و حد تغییرات شاخص خشکی $\phi = \frac{E_p}{P_a}$

واحد کلیه اجزا میلی‌متر بر ماه است. بر طبق فرضیه بودیکو، ژانگ و همکاران (۲۰۰۸) برای تخمین $X(t)$ با استفاده از $X_0(t)$ (مجموع ظرفیت ذخیره خاک dS/dt و تبخیر پتانسیل E_p) و $P(t)$ رابطه ریاضی جدیدی را ارائه کردند. در این رابطه چنانچه $X_0(t)$ از بارش بسیار بزرگ‌تر شود، آنگاه $X(t)$ به $P(t)$ میل می‌کند. در حالی که اگر این

در این نوع از مدل‌سازی بیلان آب ماهانه یک حوضه، باران، $P(t)$ در گام زمانی t به رواناب مستقیم $Q_d(t)$ و $X(t)$ بر طبق معادله ۴ تقسیم می‌شود. $X(t)$ جزئی از بیلان آبی است که به عنوان مقدار آب نگه داشته شده برای حوضه شناخته می‌شود.

$$P(t) = Q_d(t) + X(t) \quad (4)$$

میزان ذخیره آب در خاک با $S(t)$ ، مخزن آب زیرزمینی که رفتاری خطی دارد با $G(t)$ ، جریان پایه با $Q_b(t)$ ، رواناب مستقیم با $Q_d(t)$ و در مجموع میزان کل رواناب با $Q(t)$ و گام زمانی مدل سازی با Δt نشان داده شده است.

نمودار گردشی مدل کلی بودیکو در شکل ۲ ارائه شده است. به کارگیری بهینه رابطه های مختلف که برتری خاصی از نظر تئوری نسبت به یکدیگر ندارند، یکی از هدف های دنبال شده در این مقاله است.

مدل سازی بیلان آب ماهانه

برای مدل سازی بیلان ماهانه با ساختار ذکر شده، اطلاعات بارش، تبخیر و رواناب استاندارد شده بر مساحت حوضه آبریز در یک ماه و با واحد یکسان (میلی متر) لازم است. در این پژوهش، مدل بهینه سازی الگوریتم ژنتیک با مقادیر حقیقی برای بیشینه کردن مقدار شاخص برازش ناش-سانتکیف (NS) ساماندهی شده است. در مدل سازی متداول فقط یک الگوی تابع FU برای معادله های ۷، ۱۰ و ۱۲ به کار گرفته شده و پارامتر مربوطه آن بهینه سازی شده است. همچنین مقادیر اولیه ذخیره رطوبتی خاک و آب زیرزمینی، مقدار بیشینه رطوبت قابل حمل خاک، ضریب آب زیرزمینی (d) و ضریبی برای اصلاح مقدار بارش که به طور معمول در بازه $[0.5, 1.5]$ قرار دارد، بهینه سازی شده اند. در روش ارائه شده در این مقاله، سه پارامتر غیر پیوسته شامل شماره معادله ریاضی ارائه شده در جدول ۱ نیز برای بهینه سازی ساختار تابع FU و مقدار ضریب هر معادله (۳ پارامتر) به مدل بهینه ساز اضافه شده اند.

در این وضعیت تعداد پارامترهای مورد استفاده برای بهینه سازی بالغ بر ۱۱ پارامتر خواهد بود. در پایان این پژوهش، برای ارزیابی روش پیشنهادی، به ارزیابی عدم قطعیت مدل سازی با ساختار ترکیبی در مقابل مدل تک رابطه ای پرداخته شده است. در تمامی مدل های ایجاد شده، نرخ جهش معادل ۸٪ و نرخ تزویج ۷۰٪ بوده، همچنین جمعیت هر نسل معادل ۵۰ در نظر گرفته شده است. همچنین ۷۰٪ طول دوره آماری در هر حوضه برای واسنجی^۲ و ۳۰٪ باقیمانده برای ارزیابی^۳ نتایج بهینه سازی استفاده شده است.

جمع کوچک تر از بارش شود، مقدار $X(t)$ به $X_0(t)$ نزدیک می شود.

$$\text{If } \frac{X_0(t)}{P(t)} \rightarrow \infty \text{ Then } \frac{X(t)}{P(t)} \rightarrow 1 \quad (5)$$

$$\text{If } \frac{X_0(t)}{P(t)} \rightarrow 0 \text{ Then } \frac{X(t)}{X_0(t)} \rightarrow 1 \quad (6)$$

$$X(t) = \begin{cases} P(t)F\left[\left(\frac{X_0(t)}{P(t)}\right)\right], & P(t) \neq 0 \\ 0, & P(t) = 0 \end{cases} \quad (7)$$

که در آن $F[-]$ منحنی FU است که می تواند با هر یک از معادله های جدول ۱ جایگزین شود. سپس با استفاده از معادله های بالا، رواناب مستقیم محاسبه می شود:

$$Q_d(t) = P(t) - X(t) \quad (8)$$

مقدار آب در دسترس برای تقسیم کردن به شکل زیر محاسبه می شود:

$$W(t) = E(t) + S(t) + R(t) \quad (9)$$

سانکاراسوبرامانیا و وگل (۲۰۰۲) فرصت تبخیر^۱ را بعنوان حداکثر آبی که می تواند از حوضه در گام زمانی t خارج شود را به صورت $Y(t)$ تعریف می کنند. برای تقسیم آب موجود، حد تقاضا برای $Y(t)$ معادل مجموع حداکثر ذخیره آب در خاک (S_{max}) و تبخیر پتانسیل است که با $Y_0(t)$ مشخص می شود، در حالیکه حد عرضه، آب موجود است. مشابه فرضیه بودیکو، برای تعیین میزان تبخیر ممکن، معادله ۱۰ تعریف شده است. با در نظر گرفتن معادله های ۱۱ تا ۱۶، در نهایت میزان کل رواناب برای حوضه آبریز مشخص خواهد شد.

$$Y(t) = \begin{cases} W(t)F\left[\left(\frac{Y_0(t)}{W(t)}\right)\right], & W(t) \neq 0 \\ 0, & W(t) = 0 \end{cases} \quad (10)$$

$$R(t) = W(t) - Y(t) \quad (11)$$

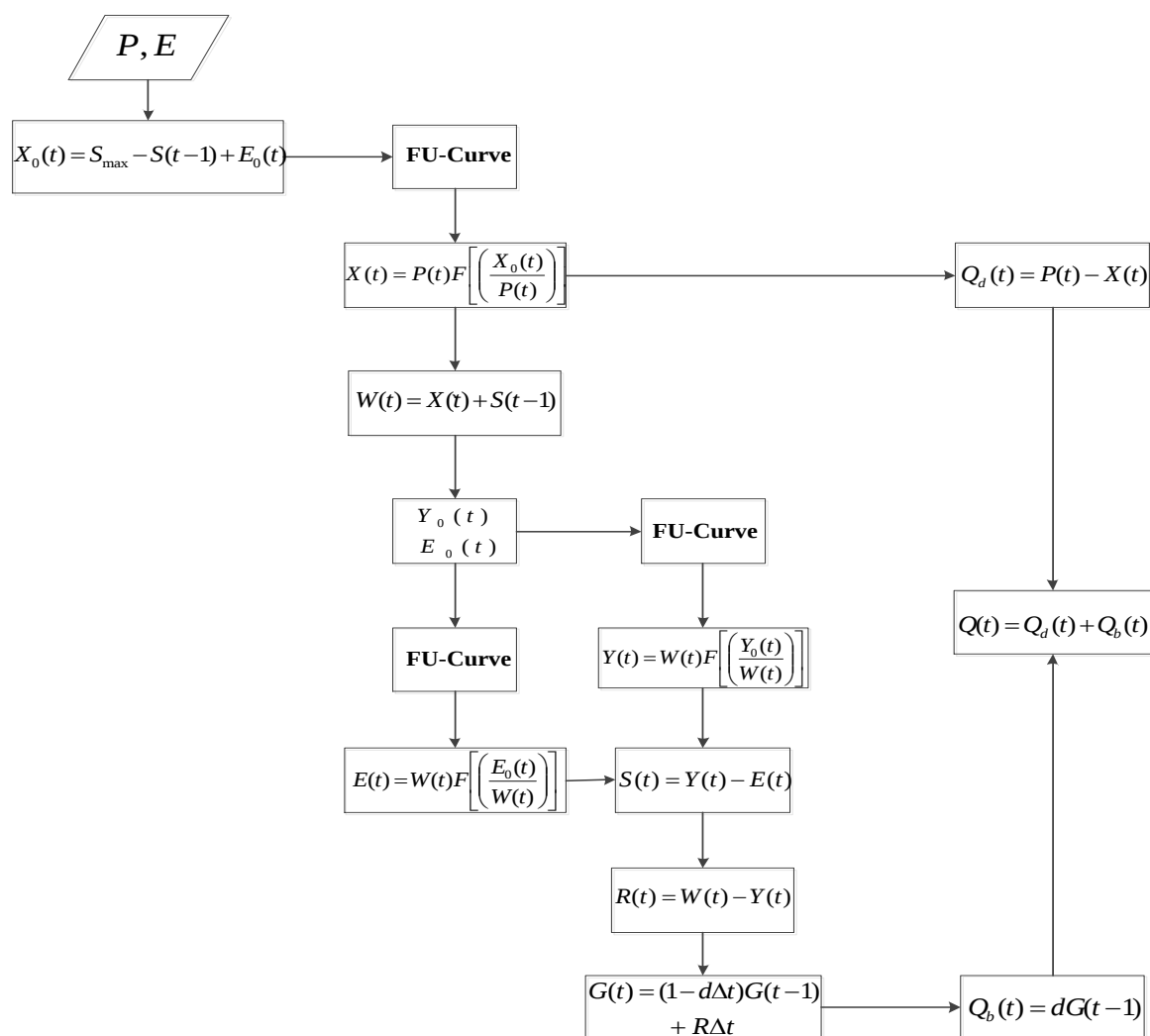
$$E(t) = \begin{cases} W(t)F\left[\left(\frac{E_0(t)}{W(t)}\right)\right], & W(t) \neq 0 \\ 0, & W(t) = 0 \end{cases} \quad (12)$$

$$S(t) = Y(t) - E(t) \quad (13)$$

$$Q_b(t) = dG(t-1) \quad (14)$$

$$G(t) = (1 - d\Delta t)G(t-1) + R\Delta t \quad (15)$$

$$Q(t) = Q_d(t) + Q_b(t) \quad (16)$$

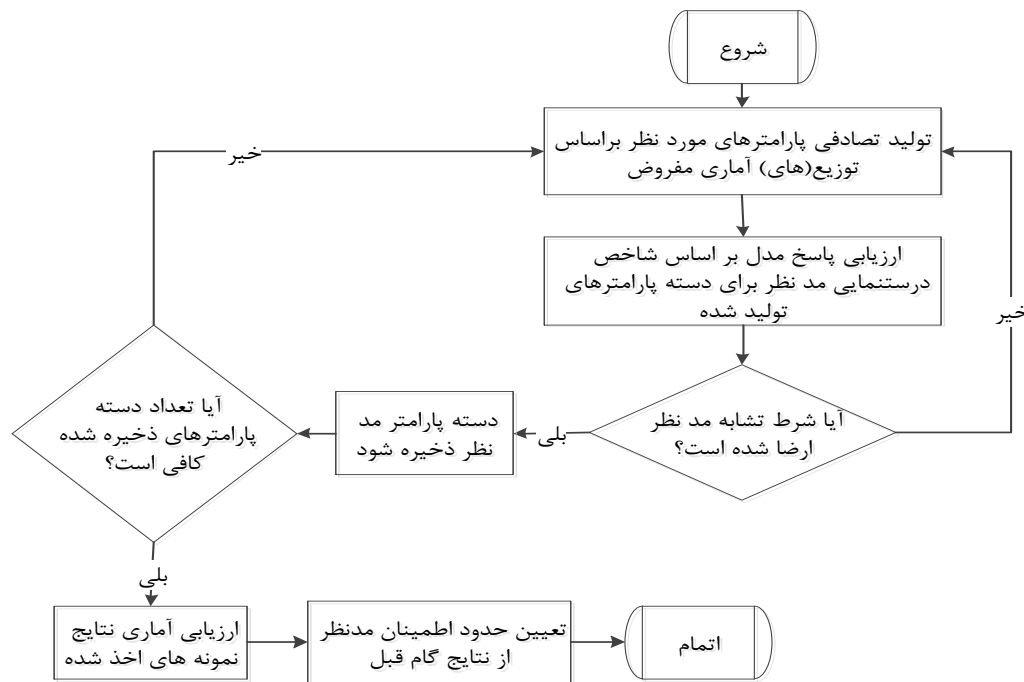


شکل ۲- فلوچارت مدل بیلان ماهانه رواناب، بر اساس روش Budyko

بیشتر استفاده شده است. روش ارائه شده توسط بون و بینلی (۱۹۹۲) با وجود سادگی مزایای زیادی دارد. این روش، نه فقط تأثیر عدم قطعیت پارامترهای مدل در مقایسه با نتایج مشاهداتی را می‌سنجد، بلکه ساختار مدل را نیز مورد ارزیابی می‌کند. نحوه ارتباط متغیرهای ورودی و پارامترهای مدل و روش محاسبات مورد استفاده در آن مشخصه‌ای است که به‌صورت ضمنی و غیرمستقیم ارزیابی می‌شوند. در شکل ۳ فلوچارت روش GLUE ارائه شده است.

ارزیابی عدم قطعیت

یکی از روش‌های متداول در بررسی عدم قطعیت که ساختاری شبه‌بیزی دارد، روش GLUE است. این روش با تلاش بون و بینلی (۱۹۹۲) پیشنهاد شده و سپس توسط بون (۲۰۰۶) توسعه داده شده است. این روش تا امروز از دو نظر صحت و سهولت شبیه‌سازی عدم قطعیت در مدل‌سازی (و به‌ویژه مدل‌های هیدرولوژیک) با سایر روش‌ها در رقابت بوده است. این روش برای بررسی تأثیر عدم قطعیت در پارامترهای یک مدل ارائه شده است. برای هر یک از پارامترهای مورد ارزیابی، توزیع احتمالاتی به‌عنوان پیش فرض باید در نظر گرفته شود که توزیع یکنواخت



شکل ۳- فلوچارت تشخیص عدم قطعیت در مدل سازی به روش GLUE

استخراج شده به عنوان خروجی قطعی و میزان عدم قطعیت به طور معمول در سطح اطمینان ۱۰٪ (بازه صدک ۵ و ۹۵ درصد) از تابع توزیع ذکر شده، تخمین زده می شود (لو و همکاران، ۲۰۱۰).

در این پژوهش، برای ارزیابی نتایج عدم قطعیت از دو فاکتور پیشنهادی لو و همکاران (۲۰۱۰) استفاده شده است. شاخص اول ($ARIL_{CI}$) معرف پهنای نرمال شده محصور بین حد بالا ($UpLi$) و حد پایین ($LoLi$) رواناب محاسباتی در سطح اطمینان (CI)^۲ با استفاده از مقدار مشاهداتی (Obs) است. شاخص دوم (P_{CI})، معرف نسبت پوشش تعداد نقاط مابین سطح بالا و پایین عدم قطعیت محاسباتی (NQ_{in}^{CI}) از تعداد کل نمونه های مشاهداتی (n) است. در معادله های ۱۷ و ۱۸، نحوه محاسبه شاخص های بالا ارائه شده است.

$$ARIL_{CI} = \frac{1}{n} \times \left(\sum_{t=1}^n \frac{UpLi_t^{CI} - LoLi_t^{CI}}{Obs_t^{CI}} \right) \quad (17)$$

$$P_{CI} = \frac{NQ_{in}^{CI}}{n} \times 100 \quad (18)$$

شاخص های آماری بالا به صورتی متفاوت معرف ارزیابی پهنه های عدم قطعیت در نتایج مدل سازی هستند. به عنوان مثال هرچه شاخص $ARIL_{CI}$ کمتر و شاخص P_{CI} بیشتر باشد، عدم قطعیت کمتری را در دامنه خروجی به نمایش

همان طور که در شکل ۳ نشان داده شده، پس از تعیین تابع توزیع مناسب برای هر یک از پارامترهای مورد بررسی، مدل به تولید نمونه های تصادفی می پردازد. روش مونت کارلو برای تولید نمونه های تصادفی مجموعه پارامترها استفاده شده است. تعداد نمونه های تصادفی، دارای استاندارد مشخصی نیست، اما در منابع حدود پایین و یا متعارفی که بتوان جواب مناسبی از آن گرفت، ارائه شده است. این مقدار از 10^3 تا 10^6 به صورت متغیر در نظر گرفته شده است (تربراک، ۲۰۰۶). با مقایسه مقادیر شبیه سازی و مشاهده شده، برای هر مجموعه مقادیر پارامترها، یک مقدار درست نمایی^۱ محاسبه می شود. این مقدار برابر با شاخص ناش- ساتکیف در نظر گرفته شده است. هدف از انتخاب مقدار درست نمایی، نمایش نحوه عملکرد آن مجموعه مقادیر از پارامترها (یا مدل ها) است.

با انتخاب یک مقدار آستانه، نتایج شبیه سازی های انجام شده به دو دسته قابل قبول و غیر قابل قبول دسته بندی می شوند. این آستانه یا به صورت میزان اختلاف مجاز از حداکثر درست نمایی در نمونه و یا به صورت درصد خاصی از تعداد کل شبیه سازی تعریف می شود. سپس مقادیر درست نمایی برای پاسخ های انتخاب شده برای استخراج تابع توزیع تجمعی (CDF) خروجی های مدل ها دوباره مقیاس گذاری می شود. به طور معمول میانه تابع توزیع

در برخی از موارد نزدیک به ۲۰٪ بیشتر بوده است. اما در مدل سازی ترکیبی این گونه نیست. تابع ۸ با سه بار تکرار، تابع ۶ و ۱ با دوبار تکرار و ۴ و ۷ نیز هر کدام با یکبار تکرار مجموعه توابع منتخب را تشکیل داده اند. تا این مرحله، یکبار بهینه سازی، ساختاری بهتر و یا معادل با مدل های تک رابطه ای را نتیجه داده است.

در ادامه برای ارزیابی نتایج عدم قطعیت مدل سازی های انجام شده، نتایج آماره های اشاره شده برای سه سطح اطمینان ۱۰٪، ۲۰٪ و ۴۰٪ در خصوص حوضه های مورد بررسی در جدول ۴ ارائه شده است. در حوضه بشار دو معیار پهنای و پوشش عدم قطعیت به صورت متفاوت در برخی از موارد بیشتر و یا کمتر بوده به نحوی که نظر قطعی در خصوص برتری این دو ساختار قابل نتیجه گیری نیست. اما در مجموع در دو سطح اطمینان ۱۰٪ و ۴۰٪، مدل ترکیبی پاسخ بهتری را به نمایش گذاشته و در مجموع باعث ارائه پاسخی با عدم قطعیت کمتر شده است. در حوضه O3006710 فرانسه، مدل ترکیبی به صورت نسبی، سطح مشاهداتی بیشتری را در خود جای داده است ولی شاخص کلی عدم قطعیت به دلیل پهن بودن بندهای محاسباتی آن مناسب نیست. همچنین در حوضه P1114010 برتری مدل ترکیبی فقط در سطح اطمینان ۴۰٪ به وجود آمده و در سطح ۱۰٪ نزدیک به مدل تک رابطه ای بوده، اما در سطح ۲۰٪ نتایج مدل ترکیبی در سطح پایین تری نسبت به مدل تک رابطه ای قرار دارد. لازم به یادآوری است که این مقایسه نسبت به روش ساختار ژانگ (۲۰۰۸) است و در خصوص سایر روش ها، نتایج به روش مشابهی قابل بهره برداری است. در مجموع در حوضه بشار و P1114010، ارزیابی عدم قطعیت در دو رویکرد ترکیبی و تک رابطه ای تشابه رفتاری را نشان می دهد که این با وجود افزایش پیچیدگی ساختار مدل مهم است.

می گذارد. با توجه به رفتار متفاوت این دو شاخص و لزوم جمع بندی نتایج، در این مقاله سعی در تجمیع هر دو آماره فوق در شاخصی جدید به عنوان شاخص کل عدم قطعیت (NUE_{CI}) شده است. این شاخص صعودی بوده و هرچه که مقدار بیشتری را نمایش دهد، روند مطلوب تری را نمایندگی می کند. این شاخص در معادله ۱۹ ارائه شده است.

$$NUE_{CI} = \frac{P_{CI}}{ARIL_{CI}} \quad (19)$$

نتایج و بحث

در میان مدل های بررسی شده در هر حوضه آبریز، سه مدل تک رابطه ای برتر که با استفاده از روابط ارائه شده در جدول ۱، ایجاد شده اند در جدول ۳، آورده شده است. برای ارزیابی این نتایج شاخص های زیادی بررسی شده اند. این شاخص ها عبارت از NS (ناش-ساتکلیف)، $Max E$ (حداکثر خطای مقادیر محاسباتی با مشاهداتی) و $NMSE^1$ (میانگین مربعات نرمال شده خطای مقادیر محاسباتی با مشاهداتی) است. آن طور که از نتایج ارائه شده در جدول ۳ پیداست، توابع ۵ و ۸ در دو حوضه از سه حوضه مورد بررسی، بهترین نتیجه را داشته اند. همچنین مدل های ترکیبی ردیف های ۴، ۸ و ۱۲ در جدول ۳ با روش ارائه شده در این مقاله توسعه داده شده اند. در حوضه بشار برای هر سه دوره (واسنجی، ارزیابی و کل اطلاعات) شاخص NS بهبود یافته است. همچنین در این حوضه از نظر شاخص $Max E$ جز رابطه ۲، در مقایسه با ۷ معادله دیگر (جدول ۱)، ساختار ترکیبی، برتر است. شاخص NS برای حوضه های کشور فرانسه در ساختار ترکیبی نسبت به ساختار تک رابطه ای نیز بهبود یافته است، به گونه ای که این شاخص برای حوضه P1114010 در دوره ارزیابی به عدد ۸۴/۱۸ رسیده است. در هر سه حوضه مقدار شاخص $NMSE$ نزدیک به هم است. با این وجود باز هم در مدل ترکیبی این شاخص برتری نامحسوسی دارد. در مجموع می توان بیان کرد که نتایج ارائه شده توسط مدلی با ساختار ترکیبی دارای بهترین جواب ممکن برای هر سه حوضه بوده است. لازم به ذکر است از ۸ معادله ارائه شده در جدول ۱، نتایج پنج مورد که جواب های ضعیف تری داشته اند، در جدول ۳ ارائه نشده است. به عنوان مثال، معادله های ۱ و ۷ به طور معمول جواب های مناسبی را ارائه نمی کنند و خطای مطلق نتایج

1- Normal Mean Square Error (NMSE)

جدول ۳- نتایج ارزیابی آماری مدل‌های ساخته شده معمولی و با ساختار بهینه

ردیف	نام حوضه	Fu	دوره واسنجی			دوره ارزیابی			کل دوره		
			NS	Max E	NMSE	NS	Max E	NMSE	NS	Max E	NMSE
۱	بشار	۲	۷۷/۸۲	۱۰۲/۱۴	۰/۲۲۱	۱۱۲/۴۸	۰/۳۵۲	۰/۲۶۷	۱۱۲/۴۸	۰/۲۶۷	۰/۲۶۷
۲		۶	۷۹/۸۲	۹۳/۸۶	۰/۲۰۱	۱۲۱/۲۵	۰/۳۴۰	۰/۲۵۰	۱۲۱/۲۵	۰/۲۵۰	۰/۲۵۰
۳		۸	۷۹/۴۶	۱۰۰/۰۹	۰/۲۰۵	۱۲۴/۵۰	۰/۳۵۳	۰/۲۵۶	۱۲۴/۵۰	۰/۲۵۶	۰/۲۵۶
۴		[۸، ۱، ۶]	۸۰/۶۰	۹۴/۱۸	۰/۱۹۳	۱۱۹/۵۹	۰/۳۳۸	۰/۲۴۴	۱۱۹/۵۹	۰/۲۴۴	۰/۲۴۴
۵	O3006710	۳	۶۸/۵۵	۵۴۵/۶۶	۰/۳۱۴	۳۰۳/۶۱	۰/۲۳۲	۰/۲۸۸	۷۶/۶۷	۰/۲۸۸	۰/۲۸۸
۶		۵	۶۹/۴۷	۵۳۳/۴۳	۰/۳۰۴	۲۹۲/۰۸	۰/۲۴۸	۰/۲۸۷	۷۵/۰۱	۰/۲۸۷	۰/۲۸۷
۷		۸	۶۹/۱۲	۵۳۳/۸۴	۰/۳۰۸	۳۰۵/۱۴	۰/۲۳۷	۰/۲۸۶	۷۶/۱۱	۰/۲۸۶	۰/۲۸۶
۸		[۷، ۱، ۸]	۶۹/۲۹	۵۴۷/۶۹	۰/۳۰۶	۳۰۲/۶۴	۰/۲۲۶	۰/۲۸۱	۷۷/۲۳	۰/۲۸۱	۰/۲۸۱
۹	P1114010	۳	۸۷/۱۲	۷۰/۱۴	۰/۱۲۸	۹۱/۰۵	۰/۱۶۴	۰/۱۳۹	۸۳/۵۰	۰/۱۳۹	۰/۱۳۹
۱۰		۵	۸۷/۱۹	۶۸/۰۹	۰/۱۲۸	۹۱/۸۶	۰/۱۶۴	۰/۱۳۹	۸۳/۵۰	۰/۱۳۹	۰/۱۳۹
۱۱		۸	۸۷/۲۶	۶۹/۱۵	۰/۱۲۷	۸۹/۶۱	۰/۱۶۳	۰/۱۳۸	۸۳/۶۳	۰/۱۳۸	۰/۱۳۸
۱۲		[۴، ۱، ۶]	۸۷/۷۶	۶۴/۷۸	۰/۱۲۲	۸۶/۹۶	۰/۱۵۷	۰/۱۳۲	۸۴/۱۸	۰/۱۳۲	۰/۱۳۲

جدول ۴- نتایج ارزیابی آماری عدم قطعیت در بهترین مدل‌های ایجاد شده با روش GLUE

ردیف	نام حوضه	Fu	CI=۱۰%			CI=۲۰%			CI=۴۰%		
			NUE	ARIL	P _{Level}	NUE	ARIL	P _{Level}	NUE	ARIL	P _{Level}
۱	بشار	۵	۰/۶۴	۰/۸۵	۰/۵۴	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۴۴	۰/۶۷	۰/۴۳	۰/۳۰
۲		[۸، ۶]	۰/۶۸	۱/۰۳	۰/۷۰	۱/۴۳	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۸۱
۳		۵	۰/۴۰	۱/۱۸	۰/۴۷	۱/۱۴	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۴۵	۰/۴۵	۰/۴۴
۴		[۸، ۱، ۷]	۰/۲۳	۲/۳۲	۰/۵۳	۲/۶۱	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۲۸	۱/۲۷	۰/۲۲
۵	P1114010	۵	۰/۳۵	۰/۷۵	۰/۲۶	۰/۶۱	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۳۳	۰/۴۳	۰/۲۶
۶		[۴، ۱، ۶]	۰/۳۱	۰/۷۰	۰/۲۲	۰/۹۴	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۳	۰/۳۷	۰/۳۰

نتیجه‌گیری

مدل‌سازی بیلان (بارش- رواناب) در قالب مدل‌های مفهومی از عنوان‌های پرچالش در هیدرولوژی کاربردی است. در غالب این روش‌ها، معادله پیوستگی رطوبت خاک و آب زیرزمینی اصلی‌ترین معادله مورد استفاده با مبنای قطعی ریاضی است و از طرفی دیگر برای در نظر گرفتن کلیه عوامل مؤثر بر بیلان و ضعف تئوری‌های موجود از روابط و رویکردهای تجربی زیاد استفاده شده است. در این وضعیت، بهینه‌سازی ساختار مدل بیلان از نظر رابطه‌های تجربی مورد استفاده، می‌تواند نقش مؤثری در گرفتن

جواب از سیستم با عدم قطعیت کمتر و شاید جوابی مناسب‌تر ایفا کند. در این مقاله، ساختار مدل بیلان ماهانه بودیکو که بر اساس بیلان رطوبت خاک و آب زیرزمینی توسعه یافته، مورد بهینه‌سازی ساختاری قرار دارد. نتایج جواب‌های بهینه ساختار ترکیبی نسبت به ساختارهای تک رابطه‌ای برای سه حوضه (داخلی و خارجی) و با ابعاد متفاوت ارائه شده که دارای دقتی مناسب‌تر و یا معادل بوده‌اند. ارزیابی عدم قطعیت گویای بهبود نسبی و یا پاسخی معادل در دو حوضه از سه حوضه مورد نظر است. نتایج به دست آمده معرف لزوم توجهی نو به ساختارهای

15. TerBraak C. J. F. 2006. A Markov Chain Monte Carlo version of genetic algorithm Differential Evolution: easy Bayesian computing for real parameter spaces. *Statistics and Computing*. 16:239-249.
16. Turc L. 1954. Le bilan d'eau des sols. Relation entre la précipitation, l'évaporation et l'écoulement. *Annales Agronomiques*. 5:491-569.
17. Xu C. Y. and Singh V. P. 1998. A Review on Monthly Water Balance Models for Water Resources Investigations. *Water Resources Management*. 12:31-50.
18. Zhang L. Hickel K. Dawes W. R. Chiew F. H. S. Western A. W. and Briggs P. R. 2004. A rational function approach for estimating mean annual evapotranspiration. *Water Resources Research*. 40: 243-256. W02502.
19. Zhang L. Potter N. Hickel K. Zhang Y. and Shao Q. 2008. Water balance modelling over variable time scales based on the Budyko framework-model development and testing. *Journal of Hydrology*. 360:117-131.

بیلان و تلاش در جهت بهبود آن برای درک مناسب‌تر پاسخ حوضه‌های آبریز است. چنین ارزیابی در ساختارهای بیلان ممکن بوده و توصیه می‌شود. در صورت ارزیابی مثبت در سایر حوضه‌های آبریز، بهینه‌سازی ساختار اهمیت زیادی خواهد داشت.

منابع

1. Alley W. M. 1984. On the Treatment of evaporation, soil moisture accounting, and aquifer recharge in monthly water balance models. *Water Resources Research*. 20(8):1137-1149
2. Arora V. K. 2002. The use of the aridity index to assess climate change effect on annual runoff. *Journal of Hydrology*. 265:164-177.
3. Beven K. and Binley A. 1992. The future of distributed models: Model calibration and uncertainty prediction. *Hydrological Processes*. 6:279-298.
4. Beven K. 2006. A manifesto for the equifinality thesis. *Journal of Hydrology*. 320:18-36.
5. Budyko M. I. 1974. *Climate and Life*. Academic, Orlando, Fla. 508 p.
6. Fu B. P. 1981. On the calculation of the evaporation from land surface. *Scientia Atmospherica Sinica*. 5:23-31.
7. Gerrits A. M. J. Savenije H. H. G. Veling E. J. M. and Pfister L. 2009. Analytical derivation of the Budyko curve based on rainfall characteristics and a simple evaporation model. *Water Resources Research*. 45:W04403.
8. Lu L. Xia J. Xu C. Y. and Singh V. P. 2010. Evaluation of subjective factors of the GLUE and comparison with the formal Bayesian method in uncertainty assessment of hydrological models. *Journal of Hydrology*. 390:210-221.
9. Milly P. C. D. 1993. An analytic solution of the stochastic storage problem applicable to soil water. *Water Resources Research*. 29:3755-3758.
10. Milly P. C. D. 1994. Climate, soil water storage, and the average annual water balance. *Water Resources Research*. 30(7):2143-2156.
11. Ol'Dekop E. M. 1911. On evaporation from the surface of river basins. *Trans. Meteorology. Observ, University of Tartu*. 4:200.
12. Pike J. G. 1964. The estimation of annual runoff from meteorological data in a tropical climate. *Journal of Hydrology*. 2:116-123.
13. Sankarasubramanian A. and Vogel R. M. 2002. Annual hydroclimatology of the United States. *Water Resources Research*. 38(6):1083-1095.
14. Schreiber P. 1904. Über die Beziehungen zwischen dem Niederschlag und der Wasserführung der Flüsse in Mitteleuropa. *Z. Meteorol*. 21(10):441-452.