نشریه پژوهشهای زراعی ایران
جلد ۱۰، شماره ۴ ، زمستان ۱۳۹۱، ص. ۶۴۲-۶۳۴

Iranian Journal of Field Crops Research
Vol. 10, No. 4, Winter 2013, p. 634-642

استفاده از تکنیک مونته کارلو- زنجیره مارکف همراه با یک مدل ساده برای شبیه سازی تولید نخود در استان های خراسان

محمد بنایان[1*]- احمد نظامی[2]-علی گنجعلی[3]- عبدالرضا باقری[4]

تاریخ دریافت: ۸۸/۲/۱۴
تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۲/۱۶

چکیده

یکی از مشکلات پیش بینی عملکرد گیاهان خصوصا در شرایط دیم نوسان بالای تولید از سالی به سالی و از مکانی به مکانی دیگر می باشد. عمدتا این مشکل به علت آن است که پارامترهای توصیف کننده فرایندهای مختلف رشد و نمو گیاهان زراعی با یک مقدار ثابت در مدل های رشد و نمو گیاهان زراعی معرفی و به کار برده می شوند حال آن که این مقادیر در زمان ها و مکان های مختلف متفاوت بوده وتغییر نشان می دهند. در این مقاله از تکنیک مونته کارلو – زنجیره مارکف (MCMC) مرتبط با روش بایزین برای بهینه سازی چندین پارامتر یک مدل ساده گیاه نخود استفاده شد تا بدین ترتیب بتوان با اندک اطلاعات موجود، عملکرد دانه نخود را در هر دو شرایط دیم و آبی شبیه سازی نمود. مدل برای شرایط کل استان خراسان (شمالی، رضوی وجنوبی) اجرا شد. نتایج شبیه سازی با داده های عملکرد دانه گزارش شده توسط سازمان جهاد کشاورزی خراسان (سالهای ۱۳۶۲-۱۳۸۳) مقایسه شدند. برای بررسی توانایی بهبود و افزایش کارایی مدل به هنگام استفاده از تکنیک MCMC ضرایب همبستگی و جذر میانگین مربعات خطا محاسبه شد. مدل در هر دو شرایط دیم و آبی توانست به خوبی عملکرد مشاهده شده را شبیه سازی کند. این تکنیک توانایی بالای خود را جهت کمی کردن پارامتر ها و صفات متغیر یک گیاه خصوصا در شرایط پر نوسان تولید در مناطق دیم نشان داد. با استفاده از مجموعه نرم افزار حاصل می توان با تغییر هر پارامتر محیطی و مدیریتی مرتبط با رشد گیاه، تولید آن را در کل استان خراسان مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

واژه های کلیدی: مدل رشد و نمو گیاه، تخمین پارامتر های مدل، نخود زراعی، شبیه سازی تولید دیمزارها

مقدمه

ظهور مدل های شبیه سازی برای طیف وسیعی از گیاهان زراعی، ابزار مفیدی در افزایش کارآیی طراحی الگوی کاشت، تعیین سطح بهینه عوامل مدیریتی، تناسب شرایط رشد و نمو یک گیاه با شرایط محیط و برنامه های اصلاحی گیاهان زراعی محسوب می شود. مدلهای شبیه سازی محیطی را فراهم می نمایند که با استفاده از آن به سادگی می توان صفات مختلف را مورد ارزیابی قرار داد. تغییر تنها یک پارامتر گیاهی و در عین حال، ثابت نگه داشتن بقیه پارامترها شبیه ایجاد ایزولاین های ژنتیکی است. حال آن که اجرای همین کار در حالت واقعی نیازمند زمان بسیار زیادی است. با توجه به طبیعت دینامیک، مدل های شبیه سازی گیاهان زراعی فراهم کننده فرصت کشف تأثیر سرعت فرایندهای مختلف فیزیولوژیکی نیز هستند. برای مثال مدل های مختلف پنبه از سال ۱۹۷۳ جهت بررسی تأثیر راندمان فتوسنتزی و سرعت ریزش برگ بر عملکرد، مورد استفاده قرار گرفته اند (۱۸، ۲۸) و نتایج نشان داده است که اگر راندمان فتوسنتز با وزن مخصوص برگ همبستگی داشته باشد آنگاه عمده افزایش بیوماس، با تأثیر کم بر عملکرد، تنها باعث افزایش وزن برگ با اختصاص بیشتر بیوماس به برگ می شود. چنین مطالعه ای مثال مناسبی از تحقیقی است که امکان انجام آن توسط یک مدل رشد و نمو گیاه زراعی بسیار ساده تر از اجرای آن در شرایط مزرعه می باشد. هوگنبوم و همکاران (۱۴) از مدل BEANGRO جهت بررسی اثرات سطح مخصوص برگ، اختصاص به ریشه، عمق ریشه دهی، و نسبت طول و وزن ریشه به عملکرد دانه و راندمان مصرف آب لوبیا استفاده کردند. عملکرد با افزایش عمق ریشه دهی، اختصاص به ریشه و افزایش سطح مخصوص برگ تا ۳۰۰ سانتی متر مربع بر گرم، افزایش یافت. بوت و جونز (۹) تحقیق مشابهی با مدل PNUTGRO انجام داده و اثرات ۱۶ پارامتر بر عملکرد بادام زمینی تحت شرایط دیم را بررسی کردند. افزایش فتوسنتز کنوپی و طولانی شدن دوره رشد رویشی و

۱، ۲، ۳ و ۴- به ترتیب دانشیار، دانشیار، استادیار و استاد دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
(*- نویسنده مسئول: Email: mobannayan@yahoo.com)

زایشی عملکرد را تا ۱۵٪ افزایش داد. جوردن و همکاران (۱۶) و جونز وزور (۱۵) دریافتند که در یک خاک شنی، رشد بیشتر ریشه برای سویا مفیدتر از ظرفیت تنظیم اسمزی یا مقاومت بیشتر روزنه ای است. برعکس نتایج شبیه سازی با مدل Gossym نشان داد که دو برابر کردن مقاومت روزنه ای موجب ۲۸٪ افزایش عملکرد پنبه می شود. این نتیجه متعاقباً توسط ارقام پیشرفته مورد تأیید قرار گرفت (۲۸). بوت و همکاران (۱۰) مدل ها را به عنوان ابزاری جهت ایجاد یک راهنما برای برنامه تحقیقاتی معرفی کرده اند که خصوصاً برای شناخت نیازهای تحقیقاتی ابزارهای با ارزشی بوده و معتقدند که افزایش کارآیی تحقیق با تلفیق مدلسازی به عنوان بخشی از فعالیتهای تحقیقاتی فراهم خواهد شد. آزمایشات صحرایی و ساخت مدلها مکمل یکدیگر برای توسعه هستند، دانش جدید برای بهبود مدلها ساخته می شود و مدلها برای تعیین ناشناخته ها و تعیین اولویتهای تحقیقاتی مرتبا به کار گرفته می شوند.

طراحی ملی و منطقه ای شامل بررسی اطلاعات حاصل از سطح وسیع جغرافیایی با سیستمهای متفاوت تولید و تصمیم گیری برای رسیدن به اهدافی معین برای منطقه است. تعیین بهینه ترین استفاده از زمین برای رسیدن به این اهداف از اولویت ویژه ای برای سیاست گذاران برخوردار است. در اصول، تولید طیفی از محصولات میسر است اما در عمل با توجه به شرایط بیوفیزیکی و اجتماعی اقتصادی یک منطقه معین، تولید همه این محصولات ممکن است کارایی اقتصادی نداشته باشد. مشکل اصلی آن است که چگونه می توان چندین هدف اغلب متقابل را در یک واحداندازه گیری یکسان توصیف کرد. استفاده از مدلها در سیاستگذاری کشاورزان پیشرفت کندی دارد اما در حال حاضر روشهایی در حال ابداع هستند که به عنوان ابزاری مفید برای کمک به تصمیم گیری محسوب می شوند (۱).

پیچیدگی مدل ها از یک نظر نقطه قوت مدل ها محسوب می شود. زیرا قادر به شبیه سازی خصوصیات پیچیده گیاهان و بوم سامانه ها هستند اما از طرفی نقطه ضعف آنها نیز محسوب می گردد. زیرا ارزیابی آنها مشکل می شود. مدلهای زیادی تا کنون در مورد گیاهان مختلف در ابعاد جغرافیایی مختلف ساخته شده (۱۸، ۲۷، ۲۸، ۲۵) اما اطلاعات کمی در مورد قابلیت اعتماد به نتایج آنها ارائه شده است. به این منظور به توصیف کمّی میزان عدم قطعیت خروجی و تعیین پارامترها و متغیرهای کلیدی جهت بهبود مدل ها نیاز هست. دو جزء اصلی مدل های رشد و نمو گیاهان زراعی فرمولاسیون و مقادیر پارامترهای مدل ها است (۱۲). هر دو این اجزا در تعیین میزان کارایی یک مدل نقش بسزایی دارند و اهمیت آنها زمانی که از مدل ها برای پیش بینی تولید گیاه در زمان ها و مکان های متفاوت استفاده می شود بیشتر خواهد شد. اساسا مقادیر پارامترهای مدل ها در اثر تغییرات زمانی و مکانی شرایط تولید، دستخوش تغییر می شوند. پیش بینی مقدار پارامترهای یک مدل رشد و نمو گیاهان زراعی همانند دیگر مدل های دینامیک بسیار مشکل است (۱۲). اغلب تعداد پارامتر های یک مدل از داده های زراعی حاصل از آزمایشات بیشتر است و همین امر تعیین مقدار پارامتر های مدل ها را با بضاعت کم داده های در دسترس دچار مشکل می کند. اغلب اوقات اطلاعات اولیه ای در مورد مقادیر پارامترها از آزمایشات متنوع که یک فرایند خاص را اندازه گیری کرده است قابل دسترس می باشد. به عبارت دیگر آزمایشات مختلف هر کدام ممکن است مقدار یک پارامتر را تحت شرایط خاص همان آزمایش فراهم سازد. بدین وسیله میتوان بازه ای از مقادیر یک یا چند پارامتر را در گروهی از آزمایشات مختلف جمع آوری نمود و اطلاعات اولیه ای از مقادیر پارامترها را فراهم ساخت.

تا به حال مدل های زیادی در سطح ملی و بین المللی برای توصیف رشد و نمو گیاه نخود ساخته شده است (۲۴) اما تمامی این مدل ها نیازمند واسنجی اولیه جهت اجرای آن هستند و چنانچه استفاده کننده از مدل داده های کافی مربوط به کلیه پارامتر های مدل را نداشته باشد، به احتمال زیاد نتایج شبیه سازی از دقت بالایی برخوردار نخواهد بود. هدف از انجام این تحقیق دستیابی به سیستمی است که توسط آن بتوان تولید نخود زراعی را در دو شرایط دیم و آبی شبیه سازی نمود. سیستم حاصل باید قادر به شبیه سازی تغییر پذیری مقادیر پارامترهای مدل گیاه در زمانهای مختلف و مکانهای متفاوت باشد و از طرف دیگر با دقت قابل قبولی بتواند عملکرد دانه را در شرایط پر نوسان دیم و آبی پیش بینی نماید.

مواد و روش ها

گیاه نخود

حبوبات در اغلب کشورهای در حال توسعه ازجمله مهم‌ترین منابع پروتئینی محسوب می‌شوند. این گیاهان به‌خاطر ویژگی مهم تثبیت نیتروژن اتمسفری در خاک، حاصلخیزی خاک برای زراعت بعدی را که عمدتاً غلات است بهبود می‌بخشند (۲۲). در میان حبوبات، نخود *(Cicer arietinum* L.) با داشتن میزان پروتئین خام بین ۱۷ تا ۲۳ درصد که دو تا سه برابر پروتئین موجود در غلات می‌باشد، می‌تواند بخشی از پروتئین مورد نیاز کشور را تأمین کند. نخود در بین حبوبات، مقاوم‌ترین محصول نسبت به خشکی و گرما است و قادر است در خاک‌های فقیر رشد کند (۱۱). نخود همچنین به‌عنوان یک محصول کم‌هزینه در نظام‌های زراعی مناطق گرمسیری نیمه‌خشک مطرح است و به‌خاطر قابلیت سازگاری با طیف وسیعی از شرایط محیطی و خاک از قبیل اراضی حاشیه‌ای، حائز اهمیت می‌باشد (۲۳). این گیاه به‌طور عمده به‌صورت دیم کشت شده و از رطوبت ذخیره شده در خاک استفاده می‌کند (۲۱).

طبق آمار منتشر شده از سوی سازمان خوار و بار جهانی، نخود با سطح زیر کشت ۱۰/۱ میلیون هکتار در جهان حدود هشت میلیون تن

از تولید جهانی حبوبات را بـه خـود اختـصاص داده اسـت. بـر اسـاس همین آمار، سطح زیر کشت نخود در ایـران حـدود ۷۰۰ هـزار هکتـار می‌باشد که از این نظر، ایران پس از هندوسـتان، پاکـستان و ترکیـه، رتبه چهارم را در دنیا به خود اختصاص داده اسـت. همچنـین متوسـط عملکرد نخود در ایران ۴۸۰ کیلوگرم در هکتار می‌باشد که نـسبت بـه متوسط عملکرد جهانی (۷۴۶ کیلوگرم در هکتار)، آسیا (۷۶۶ کیلـوگرم در هکتار) و کشورهای همسایه مانند ترکیه (۹۱۵ کیلوگرم در هکتـار) و عراق (۶۸۰ کیلوگرم در هکتار)، کمتر است (۲۰).

از آنجا که تولید نخود در بیـشتر منـاطق در اثـر کمبـود رطوبـت، به‌خصوص در طی دوره رشد زایشی، محدود می‌شود، لذا انجام آبیاری می‌تواند در بهبود عملکرد و نیز ثبات آن موثر باشـد (۲۱). بررسـی‌هـا نشان می‌دهد که آبیاری تکمیلی از جمله آبیاری به‌منظـور رفـع تـنش رطوبت در مرحله بحرانی رشد گیـاه (شـامل اواخـر مرحلـه گلـدهی و مرحله غلاف‌بندی) در افزایش عملکرد، تأثیر زیادی دارد (۲۱).

مدل عمومی رشـد و نمـو گیـاه (Very Simple Model) VSM

اشکال بسیاری از مدل ها آن است که اغلب آنقدر پیچیده هستند که فهم آنها مشکل بوده و دستیابی به ورودی های مورد نیـاز جهـت اجرای آنها اگر امکان پذیر هم باشد، بـسیار سـخت اسـت. کوبایاشـی (۱۷) مدل عمومی بسیار ساده ای برای تعیین رشد و نمو گیاهان ارائه نموده است که جزییات آن در زیر ارایه شده است.

فرمولاسیون مدل

مدل VSM مبتنی بر سه فرضیه رشد و نمـو گیـاه زراعـی اسـت (۱۷):

۱- شاخص سطح برگ (LAI) بصورت یک چهـار ضـلعی تغییـر می کند.

وقتی $0 < t < T_0$ $L = 0$

وقتی $T_o < t \le T_f$

$$L = \alpha (t - T_o) = L_f (t - T_o) / (T_f - T_o)$$

وقتی $T_f < t \le T_h$

$$L = L_f - \beta (t - T_f) = L_f [1 (t - T_f) / (T_h - T_f)]$$

در این معادلات:

L معرف LAI، t روزهای پس از سبز شـدن، α افـزایش روزانـه LAI (d^{-1})، T_o فاصله زمانی از سبز شدن تا رشـد خطـی LAI (d^{-1})، L_f حداکثر LAI در زمان گلدهی، T_f و β کاهش روزانه LAI (d^{-1}) و T_h فاصله زمانی از سبز شدن تا برداشت (d) است. چنانچـه LAI بـه شدت تحت تأثیر دما باشد، بهتر اسـت تغییـر LAI مبتنـی بـر دمـای تجمعی باشد تا تعداد روزها. این وضعیت بـه سـادگی در مـدل VSM قابل اجرا است.

۲- بیوماس متناسب با تشعشع خورشیدی جذب شده تجمـع مـی یابد:

$$dw/dt = \varepsilon S [1 - \exp(-KL)]$$

که در آن: dw/dt تجمع روزانه بیومـاس ($g\ m^{-2}\ d^{-1}$)، ε رانـدمان مصرف نور ($g\ MJ^{-1}$)، S تشعشع روزانـه خورشـیدی ($MJ\ m^{-2}\ d^{-1}$)، و K ضریب استهلاک نور می باشد.

۳- عملکرد دانه حاصلضرب بیومـاس کـل در شـاخص برداشـت است.

$$Y = W_h\ HI$$

که در آن Y عملکرد دانه ($g\ m^{-2}$)، W_h وزن خشک کل در زمان برداشت ($g\ m^{-2}$) و HI شاخص برداشت است.

بیوماس کل به عنوان انتگرال تجمع روزانه ماده خشک محاسـبه می شود. با در نظر گرفتن فرضیات قبلی این انتگـرال تجمـع روزانـه ماده خشک را به صورت ساده زیر می توان بیان کرد (۱۷):

$$Wh = \int_{T_h} \varepsilon S [1 - \exp(-KL)]\, dt \approx V\varepsilon_v \int_0^{T_f} [1 - \exp(-KL)]\, dt$$
$$+r\varepsilon_v \int [1 - \exp(-Kl)]\, dt$$
$$+V\varepsilon_v \{1 - [1 - \exp(-K\alpha T_v)]/(K\alpha T_v)\}$$
$$+r\varepsilon_r \{1 - [1 - \exp(-K\beta T_r)]/(K\beta T_r)\}$$
$$0.85\ V\varepsilon_v\ T_v [1 - \exp(0.55\ K\alpha T_v)] \approx$$
$$0.85\ r\varepsilon_r\ T_r [1 - \exp(-0.55\ K\beta T_r)] +$$
$$0.85 [1 - \exp(0.55\ KL_f)](vT_r\varepsilon_r + rT_r\varepsilon_r) \approx$$

که در آن :

T_v روزهای از شروع رشد خطی افزایش LAI تا گلدهی و T_r فاصـله زمانی گلدهی تا برداشت است وهر دو بصورت زیر محاسبه می شوند:

$$T_v = T_f - T_o$$
$$T_r = T_h - T_f$$

v و r میانگین تشعشع روزانه قبل و بعد از گلـدهی ($MJ\ m^{-2}\ d^{-1}$) ، ε_v و ε_r راندمان مصرف نور برای T_v و T_r و K ضـریب اسـتهلاک نور می باشد. LAI در زمان گلدهی (L_f) در بسیاری از آزمایـشات بـه راحتی اندازه گیری می شود. لـذا عملکـرد برداشـتی را مـی تـوان بـه صورت زیر توصیف کرد:

$$0.85 [1 - \exp(0.55\ KL_f)] (VT_\varepsilon\varepsilon_v + rT_r\varepsilon_r)\ HI \approx Y$$

مدل VSM نیازمند مقادیر پارامترهای زیر می باشد:

۱- LAI در زمان گلدهی

۲- شاخص برداشت

۳- فاصله زمانی شروع رشد خطی LAI تا گلدهی

۴- فاصله زمانی شروع گلدهی تا برداشت

۵- راندمان مصرف نور دردوره رشد رویشی و دوره رشد زایشی

۶- ضریب استهلاک نور

تعداد محدود پارامترهای ورودی مورد نیاز مـدل از عمـده دلایـل انتخاب این مدل در این تحقیق بوده است. بازه انتخـاب شـده مقـادیر هر یک از این پارامترها با بررسی کلیه منابع گزارش شده از تحقیقات

بر روی گیاه نخود در سطح کشور ایران می باشد (جدول ۱). در عین حال به منظور امکانپذیر ساختن واسنجی مبتنی بر خروجی مدل، مقادیر پایینی (θ_{min}) و بالایی (θ_{max}) هر بازه و کمی گسترده تر در نظر گرفته شد (جدول ۲).

جدول ۱- منابع (۲و ۳و ٤و ٥و ٦و ۷و ۸) داده های جمع آوری شده برای دستیابی به اطلاعات مورد نیاز گیاه نخود در سطح استان خراسان.

منبع	محل آزمایش	سال انجام آزمایش/داده های جمع آوری شده	تیمار
گزارش عملکرد نهایی نخود شرایط دیم وآبی – جهاد کشاورزی	شامل کل استان خراسان رضوی، شمالی و جنوبی	۱۳۶۲-۱۳۸۴	عملکرد دانه
گلدانی	مشهد	۱۳۷۹	تاثیر تاریخ کاشت بر عملکرد و اجزای عملکرد نخود
حسن زاده	مشهد	۱۳۷۵	ارزیابی اثر خصوصیات مورفولوژیک بر عملکرد دانه برخی از ژنوتیپهای نخود
محمدی	تبریز	۱۳۷۴	تاثیر تراکم و تاریخ کاشت بر رشد و عملکرد نخود
موحدی	تبریز	۱۳۷۵	آنالیز رشد دو رقم نخود تحت تاثیر تراکم و رژیم های مختلف آبیاری
نوریزاده	مشهد	۱۳۷۵	تاثیر تراکم بر عملکرد و اجزای عملکرد دو ژنوتیپ مختلف نخود
پرسا	نیشابور	۱۳۸۱	ارزیابی کاشت زمستانه نخود تحت شرایط دیم
رستگار	تبریز	۱۳۷۶	آنالیز رشد دو رقم نخود تحت تاثیر تراکم و تاریخ کاشت
سلطانی	تبریز	۱۳۷۸	مدل رشد و عملکرد نخود
سلطانی	گرگان	۱۳۸۳	واکنش نخود به طول دوره نوری

جدول ۲- توزیع احتمالات اولیه و متعاقب هفت پارامتر مدل گیاه نخود در دو شرایط آبی و دیم. توزیع احتمالات اولیه به فرم توزیع یونیفرم بین دو جزء θ_{min} و θ_{max} (حداقل و حداکثر مقدار هر پارامتر که از منابع مختلف گزارش شده برای نخود جمع آوری شده اند) قرار داده شده است. توزیع متعاقب ورودی ها براساس مقدار میانگین ورودی ها و انحراف معیار آنهاست.

θ(i)	متغیر	واحد	توزیع احتمالات اولیه		توزیع احتمالات متعاقب	
			θ_{min}	θ_{max}	میانگین	انحراف معیار
شرایط آبی						
سطح برگ در گلدهی	LAI_{max}	$m^2\ m^{-2}$	۱/۴	۳/۵	۲/۷۳	۱/۸
شاخص برداشت	HI	$g\ g^{-1}$	۰/۴۲	۰/۶۷	۰/۴۷	۰/۹
دوره رشد رویشی	T_v	Days	۲۴	۱۲۶	۷۳/۸	۱۲/۲
دوره رشد زایشی	T_r	Days	۳۳	۷۱	۴۱/۳	۹/۴
راندمان مصرف نور در دوره رویشی	ε_v	$g\ MJ^{-1}$	۰/۹۱	۱/۵۲	۱/۱	۰/۳
راندمان مصرف نور در دوره زایشی	ε_r	$g\ MJ^{-1}$	۱/۰	۲/۵۰	۱/۲۶	۰/۴۲
ضریب استهلاک نور	K	—	۰/۴۷	۰/۸۴	۰/۵۴	۰/۱۱
شرایط دیم						
سطح برگ در گلدهی	LAI_{max}	$m^2\ m^{-2}$	۰/۵	۲/۶۵	۱/۷۵	۰/۷۳
شاخص برداشت	HI	$g\ g^{-1}$	۰/۱۲	۰/۴۶	۰/۳۲	۰/۰۹
دوره رشد رویشی	T_v	Days	۲۴	۵۲	۳۱/۳	۸/۱
دوره رشد زایشی	T_r	Days	۲۱	۵۰	۳۹/۱	۴/۵
راندمان مصرف نور در دوره رویشی	ε_v	$g\ MJ^{-1}$	۰/۴۵	۱	۰/۶۴	۰/۱۷
راندمان مصرف نور در دوره زایشی	ε_r	$g\ MJ^{-1}$	۰/۶۷	۱/۱	۰/۸۲	۰/۰۷
ضریب استهلاک نور	K	—	۰/۴۷	۰/۸۴	۰/۵۴	۰/۰۳

جمع آوری داده های مشاهده شده

به منظور دستیابی به بازه تولید در هر دو شرایط دیم و آبی، پارامتر های مدل VSM براساس داده های حاصل از مقادیر پارامترها در منابع و اندازه گیری های آزمایشات انجام شده در مزرعه (جدول ۱)، تعیین گردید. چون هر دو نوع داده ها از عدم اطمینان برخوردار هستند لذا از روش واسنجی احتمالی استفاده شد. با توجه به اینکه در بسیاری از مطالعات اندازه گیرهای پارامترها و متغیرهای کلیدی مربوط به گیاهان زراعی، یا وجود ندارد و یا از دقت کافی برخوردار نمی باشند می توان برای رفع این مشکل از روش Bayesian استفاده کرد (۱۹). خصوصیت اصلی روش مذکور کمّی کردن ورودی ها و خروجی های مدل به شکل توزیعهای احتمالات است. از این روش کمتر در ساخت مدلهای شبیه سازی گیاهان استفاده شده است (۲۷). در این تحقیق، روش عدم قطعیت مقادیر پارامترها به عنوان توزیع اولیه احتمالات کمّی شده است. سپس براساس داده های اندازه گیری شده خروجی ها (مشاهدات) متغیرهای لازم واسنجی شده اند. ما حصل این کالیبراسیون نوسازی توزیع متعاقب (Posterior) پارامترها خواهد بود. همین نوسازی پارامترها، روش Bayesian را از روشهایی همچون تخمین پارامترها توسط روش حداکثر احتمالات (Maximum likelihood) متمایز می سازد. برای شبیه سازی رشد و نمو گیاه از مدل VSM (۹) استفاده شد که تا حد امکان تعداد پارامترهای مورد نیاز ساخت مدل به حداقل برسد و سپس روش MCMC بر مدل VSM اعمال شده است.

تئوری Bayesian

توصیف کمّی بجای برازش

کالیبراسیون در اینجا به مفهوم تخمین مقادیر پارامترها از داده های خروجی مدل ها تعریف می شود. در این راستا هر چه حجم، وقت و بازه داده های خروجی بیشتر باشند، دقت تخمین پارامترها بیشتر خواهند بود. لذا در این روش کالیبراسیون، توزیع های احتمالات برای مقادیر پارامترها براساس داده های متغیرهای خروجی به روز می شوند. هدف از چنین کالیبراسیونی از روش دستکاری یا تغییر پارامترها متفاوت است. در روش دستکاری بهترین مقادیر پارامترها با مقایسه خروجی مدل با داده های مشاهده شده بدست می‌آید (۲۶). بدین ترتیب در روش پیشنهادی اینجا برای مقادیر پارامترها از توزیع احتمالات برای هر کدام استفاده می شود.

قضیه Bayes

در روش بایزین، پیش بینی برخی مقادیر نامطمئن به عنوان توزیع شرطی از مقادیر متغیر های تابع مشاهده شده (مثلا عملکرد دانه) که داده های مربوطه به آن پارامتر درشکل گیری آن متغیر تابع نقش داشته باشند بدست می آید. در اینجا داده های مربوط به پارامتر را D و پارامتر مربوطه θ نامیده شد. برای کالیبراسیون Bayesian از توزیع متعاقب یعنی $P_{\theta ID}$ (ldt) یا در واقع $P(\theta|D=d)$ استفاده می شود و بعبارت دیگر براساس توزیع $P(\theta)$ (توزیع اولیه) توزیع متعاقب محاسبه می شود:

$$P(\theta|D) = P(\theta)xC$$

C یک مقدار ثابت قابل اغماض از معادله است. بدین ترتیب برای مدل VSM، مقدار خروجی مدل در θ_1 (پارامتر اول) ارزیابی می شود، با مقادیر مشاهده شده مقایسه می گردد. تابع احتمالات دقت هر مقدار پارامتر را براساس خطای خروجی مدل ارزشگذاری می کند تا بهترین تابع احتمال برای مقدار پارامتر بدست آید.

الگوریتم متروپولیس - هستینگ

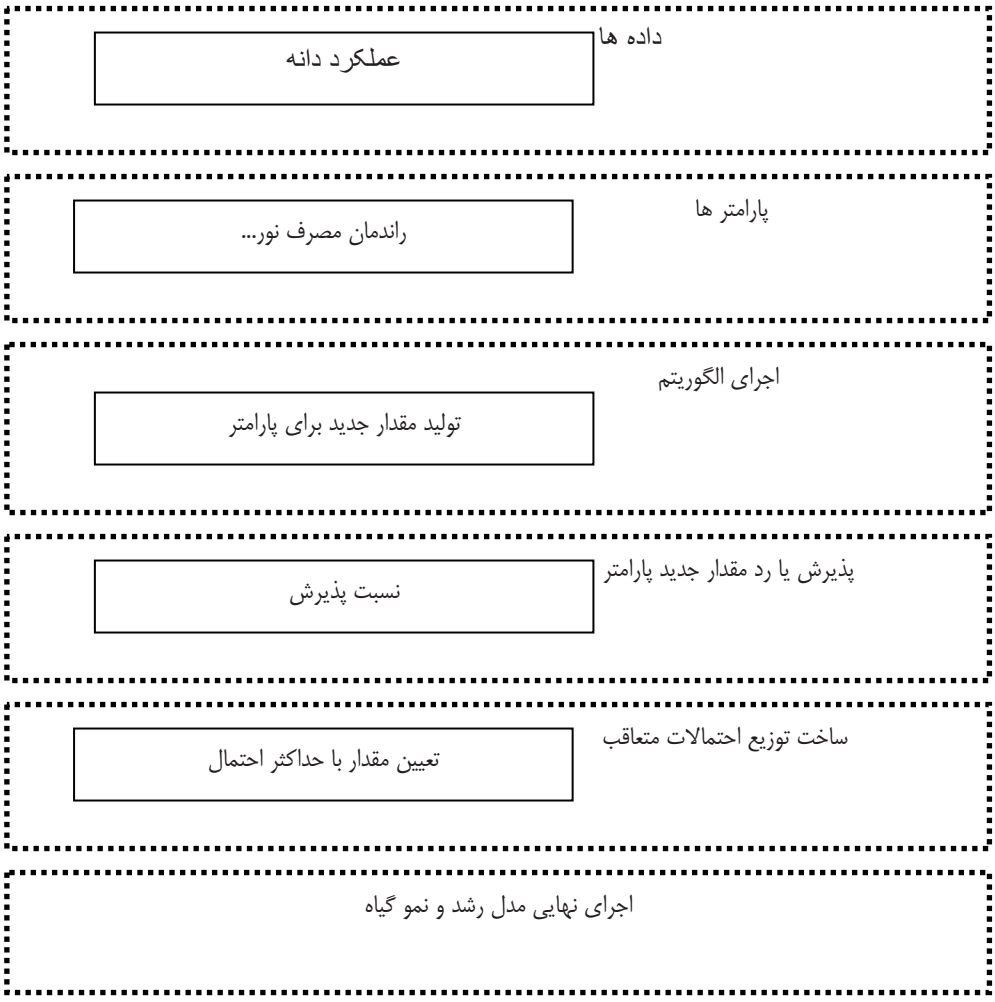
برای محاسبات کالیبراسیونی از روش مونت کارلو-زنجیره مارکف (MCMC) تحت عنوان متروپولیس-هستینگ (M-H) استفاده شد (۱۹). الگوریتم M-H نوعی از تکنیک MCMC محسوب میشود (۱۳). ایده این روش حرکت در فضای پارامترها است، به گونه ای که تمامی داده های بدست آمده به عنوان نمونه مورد نیاز در نظر گرفته می شود. نقطه شروع این زنجیره می تواند هر نقطه ای در فضای پارامترها باشد، اما حرکت از یک نقطه به نقطه دیگر بایستی تابع یک معیار معین باشد. در این تحقیق برای ساخت عدد بعدی به عنوان مقدار هر پارامتر از مقدار قبلی هر پارامتر از معادله زیر استفاده شد است.

$$\theta' = \theta_t + e$$

در این معادله e مقداری است که از توزیع نرمال پیروی می کند. میانگین این توزیع نرمال برابر صفر و واریانس آن برابر ۵٪ بازه مقادیر مشاهده شده پارامتر مربوطه در نظر گرفته می شود. سپس نسبت دانسیته احتمال مقدار پیشنهاد شده پارامتر مورد نظر به دانسیته احتمال مقدار قبلی محاسبه می گردد (نسبت پذیرش). چنانچه مقدار بدست آمده از مقدار یک عدد تصادفی بین صفر و یک بیشتر باشد مقدار جدید پارامتر مورد پذیرش قرار می گیرد در غیر این صورت همان مقدار قبلی یا اولیه بجا می ماندو سپس نمونه بعدی تولید می شود (شکل ۱).

نتایج و بحث

در این مطالعه الگوریتم MCMC ۲۵۰۰۰ مرتبه اجرا شد (شکل ۲) و در اجرای الگوریتم برای هر پارامتر بازه ای وسیع تر از مقادیر مشاهده شده در نظر گرفته شد (شکل ۳). مقادیر به دست آمده نشان داد که پس از حدود ۱۵۰۰۰ مرتبه اجرای الگوریتم نوسان داده ها به حداقل خود رسید.



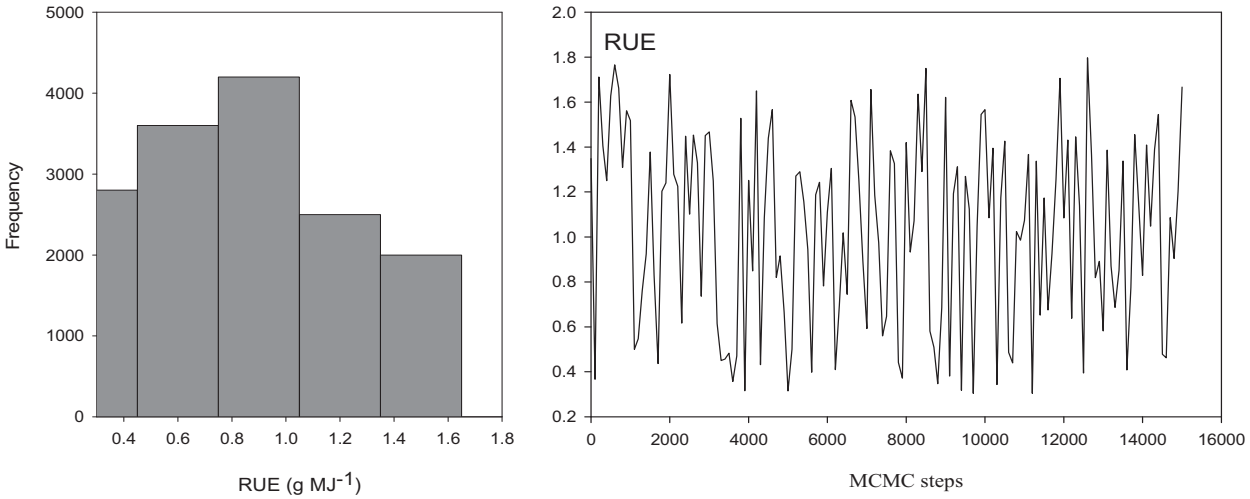
شکل ۱- نمودار مراحل اجرایی الگوریتم متروپولیس- هستینگ

به طور کلی این امکان وجود دارد که تمامی مقادیر هر یک از پارامتر ها را در اجرای مدلهای رشد و نمو گیاهان استفاده کرد و بازه ای از خروجی ها برای مدل رشد و نمو گیاه بدست آورد. اما در صورت دستیابی یا فراهم شدن داده های جدید مجددا بایستی توزیع احتمالات متعاقب را محاسبه نمود که بسیار وقت گیر است. لذا معمولا مقداری که در آن حداکثر احتمال متعاقب وجود دارد می توان برای پارامتر مورد نظر استفاده نمود. این مقدار را می توان به عنوان بهترین تخمین برای هر پارامتر در نظر گرفت.

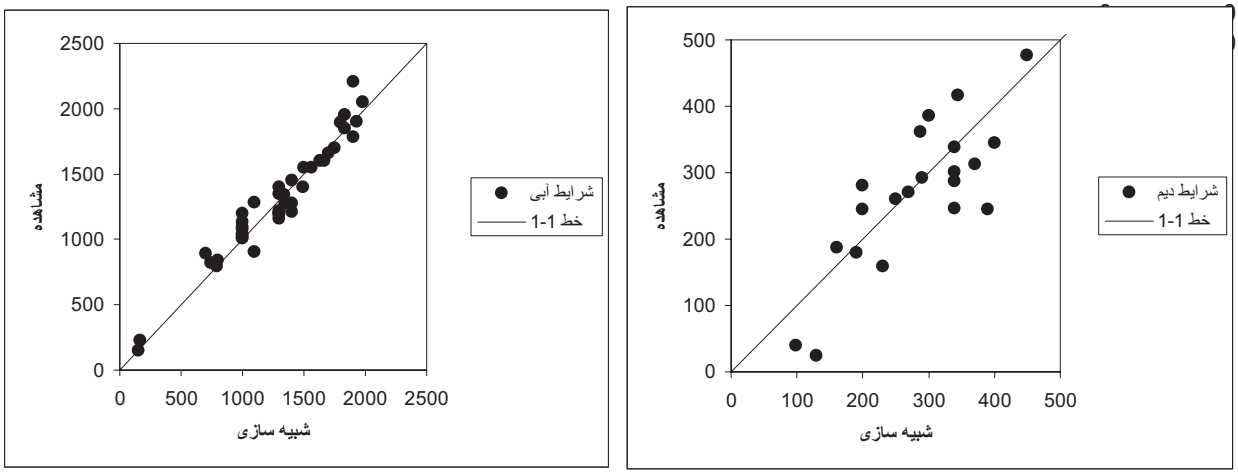
به منظور تعیین اعتبار مقادیر به دست آمده از توزیع احتمالات متعاقب مدل ساده در این تحقیق اجرا و نتایج شبیه سازی آن با مقادیر مشاهده شده مورد مقایسه قرار گرفتند (شکل ۴). برای این مقایسه از جذر میانگین مربعات خطا (RMSD) استفاده شده است.

مقادیر R^2 عملکردبرای شرایط کشت آبی برابر ۰/۹۵ و برای شرایط دیم ۰/۸۵ بدست آمد. مقدار جذر میانگین مربعات خطا برای شرایط کشت آبی کمتر از ۱۰٪ میانگین مشاهدات بود و برای شرایط دیم این مقدار ۱۴٪ میانگین مشاهدات بود. جذر میانگین مربعات خطا بالاتر در شرایط دیم عمدتا به علت واریانس ۵۸٪ عملکرد های گزارش شده در شرایط دیم بود. در عین حال تکنیک MCMC مورد استفاده جهت بهینه سازی پارامتر های مدل نشان داد که علیرغم سادگی مدل گیاه میتوان تولید و نوسان بالای مرتبط با آن را تا حد زیادی پیش بینی نمود. اهمیت و فایده استفاده از این تکنیک و مساعد بودن نتایج آن از این نظراست که عملکردهای مشاهده شده مورد استفاده در این مطالعه عملکرد دانه حاصل از کرتهای آزمایشی نیست بلکه عملکردهای گزارش شده از مناطق مختلف با بازه های وسیع از شرایط اقلیم و خاک می باشد.

شکل۲- نمای نرم افزار ساخته شده برای اجرای همزمان الگوریتم MCMC و مدل ساده رشد و نمو گیاه زراعی



شکل ۳- اجرای الگوریتم MCMC برای تولید ۱۵۰۰۰ مقدار برای راندمان مصرف نور (سمت راست) و توزیع احتمالات متعاقب راندمان مصرف نور (سمت چپ)



شکل ٤- مقایسه عملکرد دانه مشاهده شده و شبیه سازی شده توسط مدل VSM

سپاسگزاری

این مقاله بر گرفته از طـرح پژوهـشی دانـشگاه فردوسـی مـشهد است. بدینوسیله از شورای پژوهشی دانشگاه به خاطر تامین اعتبار این طرح تشکر می شود.

منابع

۱- بنایان. ۱۳۸۱. ساخت و کاربرد مدل های شبیه سازی در کشاورزی. دانشگاه فردوسی مشهد.
۲- پرسا. ۱۳۸۱. ارزیابی کاشت زمستانه نخود تحت شرایط دیم در شمال خراسان.
۳- رستگار. ۱۳۷۶. آنالیز رشد دو رقم نخود تحت تاثیر تراکم و تاریخ کاشت. پایان نامه کارشناسی ارشد. تبریز
۴- گلدانی . ۱۳۷۹ . تاثیر تاریخ کاشت بر عملکرد و اجزای عملکرد نخود در مشهد. پایان نامه کارشناسی ارشد مشهد
۵- موحدی. ۱۳۷۴. تاثیر تراکم و تاریخ کاشت بر رشد و عملکرد نخود. پایان نامه کارشناسی ارشد. تبریز
۶- ۱۳۷۵. آنالیز رشد دو رقم نخود تحت تاثیر تراکم و رژیم های مختلف آبیاری. پایان نامه کارشناسی ارشد. تبریز
۷- نوریزاده. ۱۳۷۵. تاثیر تراکم بر عملکرد و اجزای عملکرد دو ژنوتیپ مختلف نخود. پایان نامه کارشناسی ارشد. مشهد
۸- حسن زاده.۱۳۷۵. ارزیابی اثر خصوصیات مورفولوژیک بر عملکرد دانه برخی از ژنوتیپهای نخود. پایان نامه کارشناسی ارشد. مشهد
9- Boote K.J., J.W. Jones, 1988. Application of, and limitations to, crop growth simulation model to fit crops and cropping systems to semi-arid environments. In: Bidinger FR, Johansen C (eds) Drought research priorities for the dryland tropics. ICRISAT, A.P. 502324, Hyderabad, p 63–75
10- Boote K.J., J.W. Jones, and N.B. Pickering. 1996. Potential uses and limitations of crop models. Agron. J. 88, 704–716.
11- Eser, D., H.H. Gecit and H.Y. Emeklier. 1991. Evaluation of germplasm of chickpea landraces in Turkey. Int. Chickpea Newsl. 24, 22-23.
12- Gardner, R.H., V.H. Dale and R.V. O'Neill. 1990. Error propagation and uncertainty in process modeling. *In* Process Modeling of Forest Growth Responses to Environmental Stress. Eds. R.K. Dixon, R.S. Meldahl, G.A. Ruark and W.G. Warren. Timber Press, Portland, OR, pp 208–219.
13- Gelfand, A.E., A.F.M., Smith. 1990. Sampling-based approaches to calculating marginal densities. J. Amer. Stat. Assoc. 85, 398–409.
14- Hoogenboom, G., J.W. Jones, and J.W. White. 1988. Use of models in studies of drought. p. 192–230. *In* J.W. White, G. Hoogenboom, F. Ibarra, and S.P. Singh (ed.) Research on drought tolerance in common bean. Documento de Trabajo no. 41. CIAT, Cali, Colombia.
15- Jones, J.W., and B. Zur. 1984. Simulation of possible adaptive mechanisms in crop subjected to water stress. Irrig. Sci. 5, 251–264.
16- Jordan, T.E., D.L. Correll, and D.E. Weller. 1993. Nutrient interception by a riparian forest receiving inputs from adjacent cropland. J. Environ. Qual. 22, 467–473.

17- Kobayashi K. 1994. A very simple model of crop growth: derivation and application. International Rice Research Notes, 19(3), 50–51.
18- Landivar, G.A., D.N., Baker, J.N., Jenkins, 1983. Application of GOSSYM to genetic feasibility studies. I. Analysis of fruit abscission and yield in okra leaf cottons. Crop Sci., 23, 497-504.
19- Robert, C.P. and G. Casella. 1999. Monte Carlo statistical methods. Springer-Verlag, New York, 507 p.
20- Saxena, M.C. 1980. Recent advances in chickpea agronomy. *In* Proc. of the First International Workshop on Chickpea Improvement pp. 89-96. 1979, ICRISAT, India. *In* "Ascochyta Blight and Winter sowing of Chickpeas" (Eds. M.C. Saxena and K.B. Singh) pp. 125. 1984. Martinus Nijhoff/Dr. W. Junk Publishers, The Hague, The Netherlands.
21- Saxena, M.C. 1990. Problems and potential of chickpea production in the nineties. In" Chickpea in the Nineties" pp. 13- 25. Proc. of the Second International Workshop on Chickpea Improvement, 4 - 8 Dec. 1989, ICRISAT. Patancheru, India: ICRISAT.
22- Saxena, M.C. and K.B. Singh. 1987. The Chickpea. Wallingford, UK/ Aleppo, Syria: CAB International / ICARDA.
23- Singh, K.B., and M.C. Saxena. 1999. Chickpeas. The Tropical Agriculturalist. McMillan Education LTD, UK.
24- Soltani, A., Ghassemi-Golezani, F. Rahimzadeh-Khooie and Moghaddam, M., A simple model for chickpea growth and yield, Field Crops Res. 62, 213–224.
25- Soltani, A., Torabi, B., Zeinali, E., and Sarparast, R., 2004. Response of chickpea to photoperiod as a qualitative long-day Plant, Asian J. Plant Sci. 3 (6), 705–708.
26- Turanyi, T., H. Rabitz, 2000. Local Methods. In: Saltelli, A., Chan, K., Scott, E.M. (Eds.), Sensitivity Analysis. Wiley & Sons, Chichester.
27- Van Oijen, M. 2002. On the use of specific publication criteria for papers on process-based modelling in plant science. Field Crops Res. 74, 197–205.
28- Whisler, F.D., B. Acock, D.N. Baker, R.E. Fye, F.H. Hodges, J.R. Lambert, H.E. Lemmon, J.M. Mckinion, and V.R. Reddy. 1986. Crop simulation models in agronomic systems. Adv. Agron. 40,141–208.