



## تجزیه هیدروتایم جوانه‌زنی بذر شاه‌افسر (*Melilotus officinalis* (L.) Lam.)، خردل وحشی (*Sinapis arvensis* L.) و جو (*Hordeum vulgare* L.)

ابوالفضل درخشان<sup>1\*</sup> - محمدرضا مرادی تلاوت<sup>2</sup> - سید عطاالله سیادت<sup>3</sup>

تاریخ دریافت: 1394/06/30

تاریخ پذیرش: 1394/12/24

### چکیده

جوانه‌زنی یک جمعیت بذری در پاسخ به کاهش پتانسیل آب با استفاده از مفهوم هیدروتایم مدل‌سازی می‌شود. این مدل دارای خروجی‌هایی است که از نظر فیزیولوژیکی و اکولوژیکی معنی‌دار می‌باشند. یکی از پیش‌فرض‌های مدل هیدروتایم، توزیع نرمال پتانسیل آب پایه در میان بذرهای یک جمعیت است. با این حال، این فرض در بسیاری از گونه‌ها مشاهده نمی‌شود که برآیند آن پیش‌بینی نادرست جوانه‌زنی است. در این مقاله مدلی بر مبنای توزیع بتا پیشنهاد می‌گردد که علاوه بر پیش‌بینی بسیار مناسب الگوی جوانه‌زنی از نظر زیست‌شناختی نیز بر مدل مرسوم برتری دارد. در این پژوهش، جوانه‌زنی بذر شاه‌افسر (*Melilotus officinalis* (L.) Lam.)، خردل وحشی (*Sinapis arvensis* L.) و جو (*Hordeum vulgare* L.) در محدوده‌ای از پتانسیل‌های آب مورد آزمون قرار گرفت و پاسخ جوانه‌زنی آنها توسط مدل هیدروتایم مبتنی بر دوازده تابع آماری نرمال، بتا، گاما، لوگ‌لجستیک، ویبول، گامبل، بیرنجام-ساندرز، نرمال معکوس، لوگ‌نرمال، لجستیک، ریلی و گاما معکوس توصیف گردید. نتایج نشان داد که پارامترهای برآورد شده با مدل هیدروتایم مبتنی بر توزیع بتا از اطمینان بیشتری نسبت به سایر توزیع‌ها برخوردار بود (AICc برای شاه‌افسر، خردل وحشی و جو به ترتیب معادل 556/60-، 864/70- و 1034/20- برآورد شد). بر اساس مدل هیدروتایم بتا، ثابت هیدروتایم و آستانه پتانسیل آب برای شروع جوانه‌زنی بذر شاه‌افسر به ترتیب 14/01 مگاپاسکال ساعت و 0/85- مگاپاسکال، برای خردل وحشی به ترتیب 22/33 مگاپاسکال ساعت و 0/98- مگاپاسکال و برای جو به ترتیب 48/69 مگاپاسکال ساعت و 2/47- مگاپاسکال برآورد شد. با توجه به انعطاف‌پذیری توزیع بتا، این مدل امکان پیش‌بینی دقیق جوانه‌زنی و نیز تعیین توزیع پتانسیل آب پایه را فراهم می‌آورد.

واژه‌های کلیدی: پتانسیل آب پایه، تابع توزیع تجمعی، مدل بتا، مدل‌سازی

### مقدمه

موازنه محتوای آب بذر خواهد بود (12). در بسیاری از مطالعات ثابت شده که سرعت جوانه‌زنی ( $GR_g$ ) معکوس زمان تا جوانه‌زنی درصد معینی از جمعیت بذری یا  $t_g$  به صورت خطی با  $\psi$  در ارتباط است (6 و 17). بر این اساس، مفهوم "هیدروتایم"<sup>2</sup> توسط گومرسون (17) جهت مدل‌سازی اثر کاهش پتانسیل آب بر پیشرفت جوانه‌زنی توسعه یافت. در این مدل:

$$GR_g = \frac{1}{t_g} = \frac{(\psi - \psi_{b(g)})}{\theta_H} \quad (1)$$

که پس از بازنویسی می‌شود:

$$\theta_H = (\psi - \psi_{b(g)}) t_g \quad (2)$$

در این مدل  $\psi_{b(g)}$ ، پتانسیل آب پایه (مگاپاسکال) است که در آن یا پتانسیل‌های کمتر از آن (منفی‌تر) جوانه‌زنی درصد معینی از بذرها

جوانه‌زنی بذر یکی از مراحل اساسی چرخه زندگی گیاهان است که در نهایت می‌تواند شایستگی آنها در محیط زیست را تحت تأثیر قرار دهد. جوانه‌زنی فرآیندی برگشت‌ناپذیر است و با شروع آن، جنین رشد یا مرگ را تجربه خواهد کرد. بنابراین، موفقیت بسیاری از گونه‌های گیاهی بسیار وابسته به زمان مناسب جوانه‌زنی بذر آنها است (4). رشد جنین با جذب آب آغاز می‌شود؛ بنابراین، الگوی زمانی جوانه‌زنی بذر به شدت توسط پتانسیل آب خاک محیط جوانه‌زنی ( $\psi$ ) تنظیم می‌شود. بطوری‌که، پتانسیل آب بستر جوانه‌زنی تعیین‌کننده

1، 2 و 3- به ترتیب دانشجوی دکتری زراعت، استادیار و استاد گروه زراعت، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان

(\* - نویسنده مسئول: (Email: derakhshan.abo@gmail.com)

تنوع نسبی  $\Psi_{b(g)}$  در سه گونه شاه‌افسر (*Melilotus officinalis*) Lam. (L.)، خردل وحشی (*Sinapis arvensis* L.) و جو (*Hordeum vulgare* L.) انجام شد.

### مواد و روش‌ها

علاوه بر توزیع نرمال، مدل هیدروتایم بر مبنای یازده تابع توزیع احتمال دیگر جهت توصیف تنوع  $\Psi_{b(g)}$  توسعه یافت و کاربردپذیری این توابع احتمال در مدل هیدروتایم مورد مقایسه و بررسی قرار گرفت.

توزیع بتا<sup>3</sup>: این توزیع جهت مدل‌سازی رفتار متغیرهای تصادفی محدود شده به فواصلی با طول متناهی به کار برده می‌شود (23). توزیع بتا دارای دو آماره آستانه<sup>4</sup> یا جایگاه<sup>5</sup> ( $\delta$ ; جایگاه چپ و  $b$ ; جایگاه راست) و دو آماره شکل<sup>6</sup> ( $\lambda_1$  و  $\lambda_2$ ) است. چنانچه آماره‌های شکل برابر باشند، توزیع بتا متقارن است و در غیر این صورت، این توزیع نامتقارن خواهد بود. چنانچه  $\lambda_1$  کوچکتر از  $\lambda_2$  باشد، توزیع بتا چوله به راست و اگر  $\lambda_1$  بزرگتر از  $\lambda_2$  باشد، توزیع بتا چوله به چپ خواهد بود. در این توزیع، آماره پراکنش<sup>7</sup> برابر است با:  $\sigma = b - \delta$ . تابع توزیع تجمعی<sup>8</sup> (cdf) بتا برای پیش‌بینی درصد جوانه‌زنی  $g$  به شرح زیر در مدل هیدروتایم تعریف می‌شود:

$$g = \frac{1}{\beta(\lambda_1, \lambda_2)} \int_{\delta}^z \frac{(z-\delta)^{\lambda_1-1} (b-z)^{\lambda_2-1}}{(b-\delta)^{\lambda_1+\lambda_2-1}} dz \quad (6)$$

که نمره  $z$ ، اندازه انحراف استاندارد از میانگین را نشان می‌دهد و  $\beta$ ، تابع بتا است که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$Z = \frac{\left(\Psi - \left(\frac{\theta_H}{t_g}\right) - \delta\right)}{b - \delta} \quad (7)$$

$$\beta(\lambda_1, \lambda_2) = \frac{\Gamma(\lambda_1)\Gamma(\lambda_2)}{\Gamma(\lambda_1 + \lambda_2)} \quad (8)$$

که  $\Gamma$ ، تابع گاما است که به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Gamma(\lambda) = \int_0^{\infty} \chi^{\lambda-1} \exp(-\chi) d\chi \quad (9)$$

توزیع تجمعی معکوس (یا تابع نقطه درصد؛ ppf) برای توزیع احتمال بتا در فرم بسته‌ای وجود ندارند و از اینرو،  $\Psi_{b(g)}$  به صورت عددی و با معکوس کردن تابع توزیع تجمعی بتا محاسبه می‌شود. توزیع گاما<sup>10</sup>: در توزیع گاما، ppf و cdf را نمی‌توان در فرم بسته بیان کرد و به صورت عددی محاسبه می‌شوند (23):

( $g$ ) رخ نخواهد داد و  $\theta_H$ ، ثابت هیدروتایم (مگا پاسکال ساعت) می‌باشد. در مدل هیدروتایم فرض می‌شود که  $\theta_H$  برای هر بخشی از جمعیت بذری ثابت است. بنابراین، با ترسیم نمودار  $GR_g$  در برابر  $\Psi$ ، خطوطی موازی با عرض از مبدأهایی در مقادیر مختلف  $\Psi_{b(g)}$  برای درصد‌های مختلف جوانه‌زنی بر روی محور  $\Psi$  نمایش داده می‌شود. از اینرو، فرض می‌شود که تنوع در زمان تا جوانه‌زنی در میان بذرها یک جمعیت پیامدی از تنوع  $\Psi_{b(g)}$  در آن جمعیت بذری است. در بیشتر مطالعات قبلی فرض شده که تنوع  $\Psi_{b(g)}$  از یک تابع توزیع احتمال نرمال با میانگین  $\Psi_{b(50)}$  و انحراف معیار  $\sigma_{\Psi b}$  تبعیت می‌کند (7). بنابراین:

$$\Psi_{b(g)} = \Psi_{b(50)} + \text{probit}(g) \sigma_{\Psi b} \quad (3)$$

که  $\text{probit}(g)$ ، تبدیل پروبیت است (توزیع تجمعی معکوس<sup>1</sup> برای توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و انحراف معیار یک). با بازنویسی معادله (2):

$$\Psi_{b(g)} = \Psi - \left(\frac{\theta_H}{t_g}\right) \quad (4)$$

با جایگذاری معادله (4) در معادله (3) و بازنویسی آن می‌شود (6):

$$\text{probit}(g) = \frac{\Psi - \left(\frac{\theta_H}{t_g}\right) - \Psi_{b(50)}}{\sigma_{\Psi b}} \quad (5)$$

این مدل دارای آماره‌هایی است که از نظر بیولوژیکی معنی‌دار می‌باشند. بطوری که، آماره‌های  $\theta_H$ ،  $\Psi_{b(50)}$  و  $\sigma_{\Psi b}$  بترتیب سرعت ذاتی جوانه‌زنی توده بذری، پاسخ جوانه‌زنی به تنش آب و یکنواختی جوانه‌زنی را نشان می‌دهند (7). با این وجود، گزارش‌هایی وجود دارد که در آن نیکویی برازش مدل هیدروتایم به مشاهدات بر مبنای این توزیع کمتر از حد قابل قبول است (16 و 18). این مورد باعث بررسی مجدد مفروضات مدل هیدروتایم می‌شود که در حال حاضر تنها در دو گزارش به طور انتقادی مورد مطالعه قرار گرفته است (20 و 28). در واقع، توزیع نرمال در مدل اولیه بر اساس دارا بودن برازش مناسب به داده‌های آزمایش‌های مطالعات نخست در این زمینه (6، 17 و 29) و سهولت تجزیه ریاضی داده‌ها نسبت به سایر توزیع‌های آماری (20) انتخاب شد. توزیع نرمال پیرامون میانگین مشاهدات متقارن است، بطوری که، میانگین این توزیع با میانه و مد آن برابر می‌باشد. این توزیع مدل مناسبی برای متغیرهایی که دارای چولگی (یا اریب<sup>2</sup>) زیادی نسبت به میانگین مشاهدات هستند، نیست. از آنجایی که  $\Psi$  که در آن و منفی‌تر از آن جوانه‌زنی متوقف می‌شود، به عنوان  $\Psi_{b(g)}$  تعریف می‌شود، دو بخش انتهایی توزیع در برآورد دقیق  $\Psi_{b(g)}$  بسیار مهم بوده و چنانچه توزیع  $\Psi_{b(g)}$  برای آن گونه دارای چولگی به راست یا چپ باشد، مدل پیش‌بینی درستی ارائه نخواهد داد. از اینرو، این مطالعه با هدف ارزیابی دوازده تابع توزیع احتمال جهت توصیف

3- Beta distribution

4- Threshold

5- Location

6- Shape

7- Scale

8- Cumulative distribution function (cdf)

9- Percentage point function

10- Gamma distribution

1- Inverse cumulative distribution

2- Skew

شکل کوچکتر یا بزرگتر از این مقادیر باشد، توزیع ویبول به ترتیب چوله به راست یا چپ خواهد بود (20).

توزیع گامبل<sup>4</sup>: توزیع گامبل، نوع اول از سه نوع توزیع مقدار کرانه کرانه تعمیم یافته است. cdf بریده<sup>5</sup> توزیع گامبل به طور معمول به عنوان مدل گومپرتز<sup>6</sup> ارجاع داده می شود که به طور گسترده برای توصیف جوانه زنی بذر (9)، دوره های بحرانی رقابت علف های هرز (19) و دز-پاسخ علف کش (24) مورد استفاده قرار گرفته است. مدل هیدروتایم مبتنی بر توزیع گامبل به صورت زیر تعریف می شود:

$$\Psi_{b(g)} = \mu + \sigma \cdot \left[ \ln \left( \ln \left( \frac{1}{g} \right) \right) \right] \quad (16)$$

$$g = \exp \left[ - \exp \left( - \left( \frac{\Psi_{b(g)} - \mu}{\sigma} \right) \right) \right] \quad (17)$$

توزیع بیرنباوم-ساندرز<sup>7</sup>: توزیع بیرنباوم-ساندرز (11) را می توان به شرح زیر در مدل هیدروتایم بکار برد:

$$\Psi_{b(g)} = \mu + \sigma \cdot \frac{1}{4} \left[ \lambda \Phi^{-1}(g) + \sqrt{4 + \left( \lambda \Phi^{-1}(g) \right)^2} \right] \quad (18)$$

$$g = \Phi \left( \frac{1}{\lambda} \left( \frac{\sqrt{\left( \Psi_{b(g)} - \mu \right)^2 - \sigma^2}}{\sigma} - \frac{\sigma}{\sqrt{\left( \Psi_{b(g)} - \mu \right)^2 - \sigma^2}} \right) \right) \quad (19)$$

که  $\Phi^{-1}$ ، pdf توزیع نرمال استاندارد است.

توزیع نرمال معکوس<sup>8</sup>: توزیع نرمال معکوس دارای ویژگی هایی مشابه با توزیع نرمال است، اما این توزیع متقارن نیست و چوله به راست می باشد (26). برای توزیع نرمال معکوس، pdf به فرم بسته و ساده ای وجود ندارد. با این حال، مدل هیدروتایم مبتنی بر cdf این توزیع را می توان به شرح زیر بیان کرد:

(20)

$$g = \Phi \left( \frac{\lambda}{\sqrt{\left( \frac{\Psi_{b(g)} - \mu}{\sigma} \right)^2 - \left( \frac{\Psi_{b(g)} - \mu}{\sigma} \right)^2}} \times \left( \frac{\Psi_{b(g)} - \mu}{\sigma} \right) \right) + \exp \left( \frac{2\lambda}{\sigma} \right) \times \Phi \left( - \frac{\lambda}{\sqrt{\left( \frac{\Psi_{b(g)} - \mu}{\sigma} \right)^2 - \left( \frac{\Psi_{b(g)} - \mu}{\sigma} \right)^2}} \times \left( \frac{\Psi_{b(g)} - \mu}{\sigma} \right) \right)$$

که  $\Phi$ ، انتگرال لاپلاس<sup>9</sup> یا cdf توزیع نرمال استاندارد است که به صورت زیر تعریف می شود:

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (21)$$

توزیع لوگ نرمال<sup>10</sup>: این توزیع نسخه تغییر یافته ای از توزیع نرمال

$$g = \frac{1}{\Gamma(\lambda)} \int_0^z z^{\lambda-1} e^{-z} dz \quad (10)$$

که

$$Z = \frac{\left( \Psi_{b(g)} - \delta \right)}{\sigma} \quad (11)$$

در این مدل،  $\delta$ ،  $\lambda$  و  $\sigma$  بترتیب آماره های آستانه (که نقطه برخورد منحنی تجمعی با محور x را نشان می دهد و توزیع تجمعی برای آن x یا مقادیر کمتر از آن صفر است)، شکل (که چگونگی خمشی منحنی را نشان می دهد و به توزیع شکل پذیری بالایی می دهد) و پراکنش (مشابه با آماره انحراف معیار در توزیع نرمال است که گستره پراکنش پتانسیل آب پایه جمعیت بذری را تعیین می کند) هستند. توزیع گاما چوله به راست است. با این حال، چنانچه آماره شکل به سمت بی نهایت میل کند، این توزیع به توزیع احتمال نرمال نزدیک می شود. توزیع لوگ لجستیک<sup>1</sup>: توزیع لوگ لجستیک توزیع احتمال یک متغیر تصادفی (در اینجا  $\Psi_{b(g)}$ ) است که لگاریتم آن دارای توزیع لجستیک است. این توزیع دارای چولگی به راست بوده و از نظر شکل مشابه با توزیع های احتمال لوگ نرمال و ویبول می باشد. برای این توزیع، مدل هیدروتایم می شود (20):

$$\Psi_{b(g)} = \mu + \sigma \cdot \left( \frac{g}{1-g} \right)^{\lambda} \quad (12)$$

$$g = \left( 1 + \left( \frac{\sigma}{\Psi_{b(g)} - \mu} \right)^{\lambda} \right)^{-1} \quad (13)$$

که در این مدل  $\mu$ ، آماره جایگاه است که در پتانسیل های کمتر از آن فراوانی  $\Psi_{b(g)}$  معادل صفر است و در واقع  $\Psi_{b(0)}$  را نشان می دهد. توزیع ویبول<sup>2</sup>: توزیع ویبول، نوع سوم از توزیع های احتمال مقدار کرانه تعمیم یافته<sup>3</sup> است. از آنجایی که  $\Psi_{b(g)}$  یک مقدار کرانه می باشد (یعنی  $\Psi_{b(g)}$  حداقل پتانسیل آب مورد نیاز برای شروع جوانه زنی یک کسر معین از جمعیت بذری است)، بنظر می رسد این توزیع ها به خوبی قادر به پیش بینی جوانه زنی در پاسخ به کاهش پتانسیل آب باشند. برای توزیع ویبول، pdf جهت پیش بینی  $\Psi_{b(g)}$  و cdf جهت پیش بینی درصد جوانه زنی g در مدل هیدروتایم به شرح زیر تعریف می شوند (28):

$$\Psi_{b(g)} = \mu + \sigma \cdot \left[ - \ln(1-g) \right]^{\lambda} \quad (14)$$

$$g = 1 - \left[ \exp \left( - \left( \frac{\Psi_{b(g)} - \mu}{\sigma} \right)^{\lambda} \right) \right] \quad (15)$$

پارامتر شکل در توزیع ویبول انعطاف پذیری بالایی به آن می دهد. چنانچه مقدار  $\lambda$  بین 2/6 تا 3/7 باشد، توزیع ویبول تقریباً متقارن است و به توزیع نرمال نزدیک می باشد (تقریباً 3/4). زمانی که پارامتر

4- Gumbel distribution

5- Truncated

6- Gompertz

7- Birnbaum-Saunders distribution

8 -Inverse normal distribution

9- Laplace integral

10- Log-normal

1- Loglogistic distribution

2- Weibull distribution

3- Generalised Extreme Value probability distribution

نگهداری شدند. بذره‌های جو (رقم ریحانه) نیز در بهار همین سال تهیه و تا زمان شروع آزمایش در دمای  $1 \pm 10$  درجه سانتی‌گراد نگهداری شد.

برای توصیف اثر کاهش پتانسیل آب بر جوانه‌زنی بذر علف‌های هرز شاه‌افسر و خردل وحشی از محلول‌های اسمزی با غلظت‌های 0، -0/2، -0/4، -0/6 و -0/8 مگاپاسکال و برای جو از محلول‌های با غلظت‌های 0، -0/3، -0/6، -0/9، -1/2 و -1/5 مگاپاسکال استفاده شد. محلول‌های اسمزی با استفاده از پلی اتیلن گلیکول 6000 و بر اساس رابطه ارائه شده توسط میشل (22) تهیه شدند. برای هر سه گونه، آزمون جوانه‌زنی در انکوباتورهایی با دماهای ثابت 8، 12، 20، 24، 28 و 32 درجه سانتی‌گراد و در شرایط تاریکی انجام شد. با این وجود، جهت ارزیابی توابع توزیع احتمال تنها داده‌های دمای 16 درجه سانتی‌گراد مورد استفاده قرار گرفت.

برای هر گونه، آزمون جوانه‌زنی در قالب طرح کاملاً تصادفی با چهار تکرار انجام شد. در هر تکرار آزمایش، پنجاه بذر روی کاغذ صافی واتمن شماره یک در پتری‌دیش پلاستیکی 9 سانتی‌متری قرار گرفت و سپس کاغذهای صافی با 6 میلی‌لیتر آب مقطر و یا سایر محلول‌های اسمزی مرطوب شدند. بذرهایی که ریشه‌چه آنها به اندازه 2 میلی‌متر یا بیشتر خارج شده بود، جوانه‌زده در نظر گرفته شدند. تعداد بذره‌های جوانه‌زده روزانه 2 یا 3 مرتبه به مدت 20 روز شمارش شدند.

تجزیه داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SAS و با رویه NLMIXED PROC و به روش بهینه‌سازی پیش فرض Dual Quasi-Newton در این نرم افزار انجام شد (25). برای ارزیابی برازش مدل‌ها از شاخص ریشه میانگین مربعات خطا ( $RMSE^6$ ) و برای انتخاب بهترین تابع توزیع از شاخص آکائیک ( $AIC^7$ ) استفاده شد (10).  

$$AICc = n \cdot \ln\left(\frac{RSS}{n}\right) + 2k + \frac{2k(k+1)}{n-k-1} \quad (31)$$
 که  $RSS^8$  جمع مربعات باقیمانده؛  $n$  تعداد نمونه و  $k$  تعداد پارامترهای مدل مورد نظر می‌باشد. بهترین مدل در مقایسه مدل‌ها، مدلی است که کمترین میزان  $AICc$  محاسبه شده را دارا باشد.

### نتایج و بحث

خروجی مدل‌های هیدروتایم برازش داده شده به داده‌های جوانه‌زنی تجمعی علف‌هرز شاه‌افسر و نیز ویژگی‌های توزیع‌های آماری مورد استفاده در این مدل‌ها در جدول 1 ارائه شده است. مقدار ریشه میانگین مربعات خطا ( $RMSE$ ) نشان داد که از نظر برازش

است. چنانچه لگاریتم یک متغیر تصادفی دارای توزیع نرمال باشد، آنگاه آن متغیر دارای توزیع لوگ‌نرمال است. توزیع لوگ‌نرمال برای متغیرهای کمی پیوسته‌ای بکار برده می‌شود که چوله به راست باشند (14). توزیع سه پارامتره لوگ‌نرمال را می‌توان به شرح زیر در مدل هیدروتایم بکار برد:

$$\Psi_{b(g)} = \delta + \exp(\sigma + \lambda \cdot \text{probit}(g)) \quad (22)$$

$$g = \Phi\left(\frac{\ln\left(\Psi - \left(\frac{\theta_H}{\theta_g}\right) - \delta\right) - \sigma}{\lambda}\right) \quad (23)$$

توزیع لجستیک<sup>1</sup>: کاربردپذیری توزیع لجستیک (3) در مدل هیدروتایم به شرح زیر مورد ارزیابی قرار گرفت:

$$\Psi_{b(g)} = \mu + \sigma \cdot \ln\left(\frac{g}{1-g}\right) \quad (24)$$

$$g = \frac{1}{1 + \exp\left(-\left(\frac{\Psi - \left(\frac{\theta_H}{\theta_g}\right) - \mu}{\sigma}\right)\right)} \quad (25)$$

توزیع ریلی<sup>2</sup>: توزیع دو پارامتره ریلی (13) را می‌توان به شرح زیر زیر در مدل هیدروتایم بکار برد:

$$\Psi_{b(g)} = \sigma \sqrt{-2 \ln(g-1)} \quad (26)$$

$$g = 1 - \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\Psi - \left(\frac{\theta_H}{\theta_g}\right) - \mu}{\sigma}\right)^2\right) \quad (27)$$

توزیع گاما معکوس<sup>3</sup> (توزیع پیرسون نوع پنج<sup>4</sup>): برای توزیع گاما معکوس (30)، pdf و cdf را نمی‌توان در فرم بسته بیان کرد. مدل هیدروتایم مبتنی بر cdf این توزیع به شرح زیر تعریف می‌شود:

$$g = 1 - \frac{\Gamma\left(\frac{\Psi - \left(\frac{\theta_H}{\theta_g}\right) - \delta}{\sigma}\right)}{\Gamma(\lambda)} \quad (28)$$

که مخرج کسر، تابع گاما و صورت کسر، تابع گاما ناقص<sup>5</sup> می‌باشند. تابع گاما ناقص به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Gamma(\lambda) = \int_0^z \chi^{\lambda-1} e^{-\chi} d\chi \quad (29)$$

که  $z$  نمره برابر است با:

$$Z = \frac{\sigma}{\Psi - \left(\frac{\theta_H}{\theta_g}\right) - \delta} \quad (30)$$

آزمایش در سال 1393 در آزمایشگاه تکنولوژی بذر دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان اجرا شد. بذره‌های شاه‌افسر و خردل وحشی در بهار سال 1392 از حاشیه زمین‌های زیر کشت گیاهان پاییزه در مزرعه تحقیقاتی دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان جمع‌آوری و تا زمان شروع آزمایش در دمای اتاق

6- Root Mean of Squares of Error  
 7- Akaike Information Criterion  
 8- Residual Sum of Square

1- Logistic distribution  
 2- Rayleigh distribution  
 3- Inverse Gamma distribution  
 4- Pearson Type 5 distribution  
 5- Incomplete Gamma Function

پتانسیل آب پایه (منفی ترین) می باشند، سریعتر جوانه دار می شوند و به دنبال آن بذرهایی با پتانسیل آب مثبت تر جوانه زنی خواهند داشت (28). علاوه بر این، جمعیت بذری در پتانسیل های آب پایه بیشتر از صفر فاقد جوانه زنی است و در واقع وجود کمون در بخشی از جمعیت بذری را نشان می دهد (15). بین مدل های هیدروتایم از نظر مقدار میانگین پتانسیل آب پایه پیش بینی شده اختلاف معنی داری مشاهده نشد و برای همه توزیع ها در حدود 0/51- مگاپاسکال برآورد شد. علاوه بر این، مدل های هیدروتایم از نظر برآورد مقدار میانه پتانسیل آب پایه ( $\Psi_{b(50)}$ ) متفاوت نبودند. همچنین، مد یا نقطه اوج چگالی احتمال پتانسیل آب پایه تنها بین توزیع های نرمال و لجستیک (0/51- مگاپاسکال) و گامبل (0/56- مگاپاسکال) از نظر آماری متفاوت بود (جدول 1؛ شکل 1).

آماره های برآورد شده، ارزیابی انطباق منحنی ها (معیارهای نیکویی برازش) و ویژگی های توزیع های آماری مورد استفاده در مدل های هیدروتایم جوانه زنی خردل وحشی در جدول 2 ارائه شده است. همه مدل های هیدروتایم دارای برازش مناسبی به داده های جوانه زنی تجمعی خردل وحشی در پتانسیل های آب مختلف بودند ( $RMSE < 10$ ). با این حال، مدل ها از نظر دقت برآورد آماره ها و در نتیجه پیش بینی  $\Psi_{b(g)}$  متفاوت بودند و مقادیر متفاوت AICc برای این توزیع های آماری بدست آمد (جدول 2). بیشترین دقت پیش بینی  $\Psi_{b(g)}$  مربوط به مدل هیدروتایم مبتنی بر توزیع بتا بود، بطوری که این مدل کمترین مقدار AICc (864/70-) را به خود اختصاص داد (جدول 2). پس از این توزیع، مدل های مبتنی بر توزیع های ویبول (863/30-)، گاما (861/60-)، بیرنیم-ساندرز (860/40-)، نرمال معکوس (860/20-)، لوگ نرمال و گامبل (859/00-) و گاما معکوس (857/90-) به ترتیب دارای بیشترین دقت پیش بینی جوانه زنی بودند. مدل های هیدروتایم مبتنی بر توزیع های ریلی (854/50-) و لوگ لجستیک (849/30-) به نسبت دقت پایین تری از مدل هیدروتایم بتا داشتند، بطوری که تفاضل مقدار AICc مدل هیدروتایم بتا و این دو توزیع بیشتر از 10 واحد بود (جدول 2). در نهایت کمترین دقت پیش بینی  $\Psi_{b(g)}$  مربوط به مدل های مبتنی بر توزیع های متقارن نرمال (811/80-) و لجستیک (808/20-) بود (جدول 2). یک دلیل مهم برای دقت کمتر توزیع های متقارن نرمال و لجستیک در پیش بینی جوانه زنی این است که این توزیع ها روند این فرآیند را در پتانسیل های آب بالاتر (مثبت تر) تا حدودی بیش برآورد می کنند (20).

اختلافی بین مدل های هیدروتایم مبتنی بر توزیع های آماری مختلف وجود نداشت و برای همه توزیع ها در حدود 11 درصد برآورد شد (جدول 1). با این وجود، مدل های هیدروتایم از نظر دقت برآورد آماره ها متفاوت بودند، به گونه ای که مقدار شاخص آکائیک تصحیح شده (AICc) برای این مدل ها دارای دامنه ای از 556/60- (توزیع بتا) تا 542/60- (توزیع گاما) بود (جدول 1). بر این اساس، مدل های هیدروتایم مبتنی بر توزیع های بتا و گاما به ترتیب از بیشترین و کمترین دقت پیش بینی  $\Psi_{b(g)}$  برخوردار بودند. با این وجود، تفاوت آشکاری از نظر دقت پیش بینی  $\Psi_{b(g)}$  میان مدل هیدروتایم بتا و سایر مدل های هیدروتایم وجود نداشت (جدول 1).

برآورد ثابت هیدروتایم ( $\theta_H$ ) جهت تکمیل فرآیند جوانه زنی بذر شاهافسر برای همه مدل ها مشابه و در حدود 14 مگاپاسکال ساعت بود (جدول 1). اما، آماره جایگاه ( $\mu$  یا  $\delta$ ) برآورد شده با مدل های هیدروتایم مبتنی بر توزیع های آماری مختلف به طور معنی داری متفاوت از هم بود. توزیع نرمال و لجستیک متقارن هستند (در این توزیع ها مقدار میانگین، میانه و مد  $\Psi_{b(g)}$  برابر می باشد) و  $\mu$  در مدل های هیدروتایم مبتنی بر این دو توزیع بیانگر  $\Psi_{b(50)}$  است که برای هر دو توزیع معادل 0/51- مگاپاسکال برآورد شد (جدول 1). آماره  $\mu$  در مدل هیدروتایم گامبل مقدار مد توزیع  $\Psi_{b(g)}$  را نشان می دهد (15). در سایر توزیع های آماری، آماره  $\mu$  یا  $\delta$  بیانگر حداقل پتانسیل آب مورد نیاز برای شروع فرآیند جوانه زنی ( $\Psi_{b(0)}$ ) است. این آماره بر مبنای مدل هیدروتایم مبتنی بر توزیع گاما معکوس معادل 1/13- مگاپاسکال، بر مبنای توزیع های احتمال لوگ لجستیک، بیرنیم-ساندرز، نرمال معکوس و لوگ نرمال در حدود 1- مگاپاسکال و بر مبنای توزیع های بتا و گاما معادل 0/85- مگاپاسکال برآورد شد (جدول 1). همچنین، بیشترین (مثبت ترین) مقادیر پیش بینی شده برای  $\Psi_{b(0)}$  مربوط به مدل های هیدروتایم مبتنی بر توزیع های ویبول (0/73- مگاپاسکال) و ریلی (0/71- مگاپاسکال) بود. مقادیر انحراف استاندارد (SD) برآورد شده با مدل های مختلف نشان داد که گستردگی  $\Psi_{b(g)}$  با همه توزیع های آماری مشابه و در حدود 0/11 مگاپاسکال بود.

چگالی احتمال پتانسیل آب پایه پیش بینی شده با مدل های هیدروتایم مبتنی بر توزیع های آماری مورد استفاده و نیز پتانسیل آبی که در آن احتمال جوانه زنی بذرهایی شاهافسر بر مبنای هر توزیع معادل 10 ( $\Psi_{b(10)}$ )، 50 ( $\Psi_{b(50)}$ ) و 90 ( $\Psi_{b(90)}$ ) درصد می باشد، در شکل 1 نشان داده شده است. توابع توزیع احتمالی که  $\Psi_{b(0)}$  را برآورد می کنند، در واقع آستانه ای برای پتانسیل آب پایه یک نمونه بذری از آن جمعیت تعیین می نمایند که جوانه زنی بذرها از پتانسیل های مثبت تر از آن آغاز می شود (برای مثال: 0/85- مگاپاسکال بر مبنای توزیع بتا). به گونه ای که، بذرهایی یک جمعیت که دارای کمترین

جدول ۱- آماره‌های برآورد شده، ارزیابی نیکویی برازش و ویژگی‌های توزیع‌های آماری مورد استفاده در مدل‌های هیدروتایم جوانه‌زنی شاه‌افسر (*Melilotus officinalis*)  
 Table 1- Parameters estimates, assess the goodness of fit and properties of statistical distributions used in the hydrotime models for germination of *Melilotus officinalis*

توزیع Distribution	ثابت هیدروتایم Hydrotime constant ( $\theta_H$ )	پارامترهای توزیع Distribution parameters			ویژگی‌های توزیع Distribution properties			AICc		
		جایگاه Location ( $\mu$ or $\delta$ )	پراکنش Scale ( $\sigma$ )	شکل Shape ( $\lambda$ )	میانگین Mean	میانه Median	مد Mode		انحراف استاندارد SD	
نرمال Normal	13.87±0.33	-0.51±0.01	0.10±0.01	-	-0.51±0.01	-0.51±0.01	-0.51±0.01	0.10±0.01	0.1128	-553.50
بتا Beta	14.01±0.82	-0.85±0.02‡ 9.11±0.80‡	-	10.15±1.47 287.96±1.81*	-0.51±0.01	-0.52±0.01	-0.54±0.01	0.10±0.01	0.1122	-556.60
گاما Gamma	14.01±0.33	-0.85±0.02	0.03±0.00	10.90±1.12	-0.51±0.01	-	-0.54±0.01	0.10±0.01	0.1122	-542.60
لوگ‌لجستیک Loglogistic	13.92±0.34	-0.95±0.02	0.44±0.08	7.26±2.98	-0.50±0.01	-0.52±0.01	-0.53±0.01	0.12±0.01	0.1121	-556.10
وینبول Weibull	14.06±0.34	-0.73±0.03	0.24±0.03	2.26±0.43	-0.51±0.01	-0.52±0.01	-0.54±0.01	0.10±0.01	0.1124	-554.40
گامبل Gumbel	14.08±0.34	-0.56±0.01	0.09±0.00	-	-0.50±0.01	-0.52±0.01	-0.56±0.01	0.11±0.01	0.1124	-556.30
تیرنیم-سائندرز Birnbaum-Saunders	14.01±0.34	-1.00±0.04	0.48±0.07	0.21±0.10	-0.51±0.01	-0.52±0.01	-0.54±0.01	0.11±0.01	0.1122	-555.60
نرمال معکوس Inverse-Normal	14.01±0.34	-1.00±0.05	0.50±0.09	4.26±1.55	-0.51±0.01	-0.52±0.01	-0.54±0.01	0.11±0.01	0.1122	-555.60
لوگ‌نرمال Log-Normal	14.01±0.34	-0.99±0.03	-0.75±0.26	0.22±0.10	-0.51±0.01	-0.52±0.01	-0.54±0.01	0.11±0.01	0.1122	-555.70
لجستیک Logistic	13.79±0.34	-0.51±0.01	0.06±0.00	-	-0.51±0.01	-0.51±0.01	-0.51±0.01	0.11±0.01	0.1129	-552.70
ریلی Rayleigh	14.13±0.33	-0.71±0.01	0.16±0.01	-	-0.51±0.01	-0.52±0.01	-0.55±0.01	0.10±0.01	0.1124	-556.00
گاما معکوس Inverse-Gamma	14.01±0.34	-1.13±0.03	22.34±1.32	36.65±1.14	-0.51±0.01	-	-0.54±0.01	0.11±0.01	0.1122	-555.80

‡ آماره جایگاه چپ برای توزیع احتمال بتا

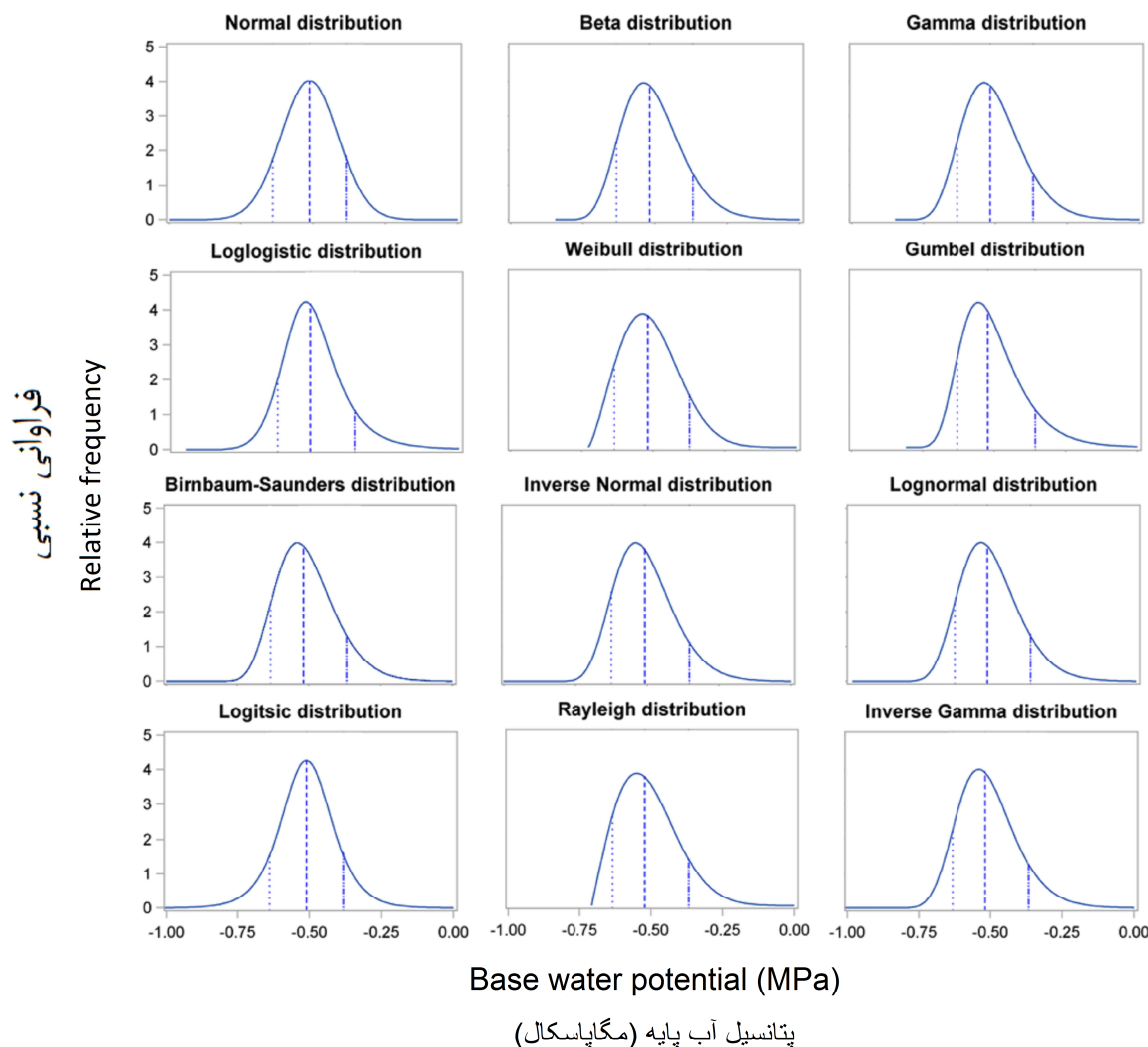
‡ آماره جایگاه راست برای توزیع احتمال بتا

\* آماره شکل  $\lambda$  برای توزیع احتمال بتا

‡ Left location parameter for Beta distribution

‡ Right location parameter for Beta distribution

\* Shape 2 parameter ( $\lambda_2$ ) for Beta distribution



شکل 1- چگالی احتمال پتانسیل آب پایه پیش‌بینی شده با مدل‌های هیدروتایم مبتنی بر توزیع‌های آماری مختلف برای جوانه‌زنی بذر علف‌هرز شاه‌افسر

خطوط عمودی از چپ به راست،  $\Psi_{b(10)}$ ،  $\Psi_{b(50)}$ ،  $\Psi_{b(90)}$  را برای هر توزیع نشان می‌دهند

Figure 1- Probability density function of the predicted base water potential with the hydrotime models based on different distributions for *Melilotus officinalis* seed germination  
Vertical lines from left to right shows  $\Psi_{b(10)}$ ،  $\Psi_{b(50)}$  and  $\Psi_{b(90)}$  for each distributions

شامل بود (جدول 2). مشابه با جوانه‌زنی شاه‌افسر، کمترین (منفی‌ترین) مقدار  $\Psi_{b(0)}$  برآورد شده مربوط به مدل مبتنی بر توزیع گاما معکوس (1/49- مگاپاسکال) و پس از آن مربوط به توزیع‌های احتمال لوگ‌لجستیک (1/29- مگاپاسکال)، نرمال معکوس، لوگ‌نرمال (1/27- مگاپاسکال) و بیرنباوم-ساندرز (1/25- مگاپاسکال) بود. همچنین، بیشترین (مثبت‌ترین) مقادیر پیش‌بینی شده برای  $\Psi_{b(0)}$  مربوط به مدل‌های هیدروتایم مبتنی بر توزیع‌های ویبول (1/02-

ثابت هیدروتایم ( $\theta_H$ ) مورد نیاز برای جوانه‌زنی بذر خردل وحشی تحت تاثیر پتانسیل‌های آب مختلف بدون وجود اختلاف معنی‌دار بین مدل‌های هیدروتایم در حدود 23 مگاپاسکال ساعت برآورد شد (جدول 2). با این وجود، تفاوت میان مقدار آماره  $\mu$  یا  $\delta$  برآورد شده با مدل‌های هیدروتایم مبتنی بر توزیع‌های آماری مختلف معنی‌دار بود. بطوری‌که، برآورد این آماره دامنه‌ای از 1/49- مگاپاسکال (توزیع گاما معکوس) تا 0/67- مگاپاسکال (توزیع‌های نرمال و لجستیک) را

مقدار آماره  $\mu$  یا  $\delta$  برآورد شده با مدل‌های هیدروتایم معنی‌دار بود و دامنه‌ای از  $3/59$  - مگاپاسکال (برای توزیع گاما معکوس) تا  $1/23$  - مگاپاسکال (برای توزیع‌های نرمال و لجستیک) را شامل بود (جدول 3). کمترین (منفی‌ترین) مقدار  $\Psi_{b(0)}$  برآورد شده مربوط به مدل مبتنی بر توزیع گاما معکوس ( $3/59$  - مگاپاسکال) و پس از آن مربوط به توزیع‌های احتمال لوگ‌لجستیک ( $3/15$  - مگاپاسکال)، نرمال معکوس ( $3/12$  - مگاپاسکال)، لوگ‌نرمال و بیرنیم-ساندرز ( $3/07$  - مگاپاسکال) بود. همچنین، بیشترین (مثبت‌ترین) مقادیر پیش‌بینی شده برای  $\Psi_{b(0)}$  مربوط به مدل‌های هیدروتایم مبتنی بر توزیع‌های ویبول ( $2/12$  - مگاپاسکال) و ریلی ( $2/17$  - مگاپاسکال) بود (جدول 3). گستردگی توزیع  $\Psi_{b(g)}$  در میان مدل‌های هیدروتایم به میزان اندکی متفاوت بود، بطوری که مقادیر SD برآورد شده با این مدل‌ها دامنه‌ای از  $0/50$  (توزیع لجستیک) تا  $0/56$  مگاپاسکال (توزیع گامبل) را شامل بود (جدول 3).

بین مدل‌های هیدروتایم از نظر برآورد مقدار میانگین پتانسیل آب پایه اختلاف معنی‌داری وجود نداشت، درحالی‌که میانه توزیع  $\Psi_{b(g)}$  با مدل مبتنی بر توزیع نرمال معکوس بطور معنی‌داری کوچکتر از سایر توابع احتمال بود (جدول 3). همچنین، مقادیر برآورد شده برای مد پتانسیل آب پایه با توزیع‌های متقارن نرمال و لجستیک به‌طور معنی‌داری بیشتر (مثبت‌تر) از سایر توزیع‌های آماری مورد استفاده بود (جدول 3). چگالی احتمال پتانسیل آب پایه پیش‌بینی شده با مدل‌های هیدروتایم مبتنی بر توزیع‌های آماری مورد استفاده و نیز  $\Psi_{b(10)}$ ،  $\Psi_{b(50)}$  و  $\Psi_{b(90)}$  پیش‌بینی شده با هر توزیع در شکل 3 نشان داده شده است. توزیع پتانسیل آب پایه جوانه‌زنی جو تا حدودی دارای چولگی به راست بود که آماره شکل در مدل‌های مبتنی بر توزیع‌های بتا ( $\lambda_1 > \lambda_2$ ) و ویبول ( $\lambda = 1/87$ ) موید این واقعیت است.

هرچند تجزیه هیدروتایم یک روش تجربی است، اما خروجی‌های این مدل از نظر فیزیولوژیکی و اکولوژیکی معنی‌دار می‌باشند (1، 2). این نوع تجزیه اطلاعاتی در خصوص چند شاخص مهم کیفیت بذر از جمله آستانه تحمل تنش خشکی ( $\Psi_{b(50)}$ )، سرعت (معکوس  $\theta_H$ ) و یکنواختی ( $\sigma_{\Psi_b}$ ) جوانه‌زنی در اختیار قرار می‌دهد (7، 8). فرض اصلی مدل‌های هیدروتایم و هیدروترمال تایم، توزیع نرمال  $\Psi_{b(g)}$  در یک نمونه بذری است (5، 7). با این وجود، برازش توزیع فراوانی نرمال به داده‌هایی که دارای چولگی به راست یا چپ می‌باشند (داده‌های نامتقارن)، منجر به اریب در پیش‌بینی زمان تا جوانه‌زنی خواهد شد. توزیع‌های متقارن نرمال و لجستیک پیش‌بینی نسبتاً مناسبی از روند جوانه‌زنی علف‌هرز شاه‌افسر ارائه دادند. اما، دقت این دو توزیع در پیش‌بینی جوانه‌زنی خردل وحشی و جو بطور قابل توجهی کمتر از سایر توزیع‌ها بود، بطوری که کمترین میزان AICc برآورد شده را به خود اختصاص دادند.

مگاپاسکال) و بتا ( $0/98$  - مگاپاسکال) بود. مقادیر انحراف استاندارد (SD) برآورد شده با مدل‌های مختلف نشان داد که گستردگی  $\Psi_{b(g)}$  پیش‌بینی شده با مدل مبتنی بر توزیع لوگ‌لجستیک بیشتر از سایر توزیع‌های آماری بود، حال آنکه بین سایر توزیع‌های آماری تفاوتی از این حیث مشاهده نشد (جدول 2). همچنین، بین مدل‌های هیدروتایم از نظر برآورد مقدار میانگین و میانه پتانسیل آب پایه اختلاف معنی‌داری وجود نداشت. در حالی که، مقادیر برآورد شده برای مد پتانسیل آب پایه با توزیع‌های متقارن نرمال و لجستیک بطور معنی‌داری بیشتر (مثبت‌تر) از سایر توزیع‌های آماری مورد استفاده بود (جدول 2). چگالی احتمال پتانسیل آب پایه پیش‌بینی شده با مدل‌های هیدروتایم مبتنی بر توزیع‌های آماری مورد استفاده برای توصیف جوانه‌زنی خردل وحشی تحت اثر کاهش پتانسیل آب و نیز  $\Psi_{b(10)}$ ،  $\Psi_{b(50)}$  و  $\Psi_{b(90)}$  برای هر توزیع در شکل 2 نشان داده شده است. چولگی به راست توزیع پتانسیل آب پایه در این شکل به‌خوبی قابل مشاهده است. علاوه بر این، آماره شکل در مدل‌های مبتنی بر توزیع‌های بتا ( $\lambda_1 = 1/16 > \lambda_2 = 3/01$ ) و ویبول ( $2/6 < \lambda = 1/51$ ) گویای این واقعیت است.

برآورد آماره‌های مربوط به مدل‌های هیدروتایم جوانه‌زنی جو و نیز معیارهای نیکویی برازش و ویژگی‌های توزیع‌های آماری مورد استفاده در این مدل‌ها در جدول 3 ارائه شده است. مقدار RMSE نشان داد که مدل‌های هیدروتایم مبتنی بر توزیع‌های آماری مختلف دارای برازش مناسبی به داده‌های جوانه‌زنی تجمعی بذر جو در واکنش به کاهش پتانسیل آب بودند، بطوری که مقدار RMSE برای همه مدل‌های هیدروتایم در حدود 6 درصد برآورد شد (جدول 3). با این حال، مقادیر AICc حاکی از تفاوت مدل‌های هیدروتایم از نظر دقت پیش‌بینی جوانه‌زنی جو در پاسخ به کاهش پتانسیل آب بود (جدول 3). مقادیر AICc نشان داد که مدل‌های مبتنی بر توزیع‌های متقارن نرمال ( $988/10$ ) و لجستیک ( $993/50$ ) از کمترین دقت پیش‌بینی جوانه‌زنی جو برخوردار بودند. بیشترین دقت پیش‌بینی  $\Psi_{b(g)}$  مربوط به مدل هیدروتایم مبتنی بر توزیع بتا بود، بطوری که این مدل کمترین مقدار AICc ( $1034/20$ ) را به خود اختصاص داد. پس از این توزیع، مدل‌های مبتنی بر توزیع‌های لوگ‌نرمال و گاما معکوس ( $1033/00$  -)، گاما، بیرنیم-ساندرز، نرمال معکوس و ریلی ( $1032/00$ ) و لوگ‌لجستیک، ویبول و گامبل ( $1031/00$ ) به‌ترتیب دارای بیشترین دقت پیش‌بینی جوانه‌زنی جو بودند (جدول 3).

مشابه با جوانه‌زنی علف‌های هرز شاه‌افسر و خردل وحشی، اختلاف معنی‌داری میان مدل‌های هیدروتایم مبتنی بر توزیع‌های آماری مختلف از نظر برآورد مقدار  $\theta_H$  مورد نیاز برای تکمیل فرآیند جوانه‌زنی بذر جو وجود نداشت و برای همه مدل‌ها در حدود 49 مگاپاسکال ساعت برآورد شد (جدول 3). با این حال، تفاوت میان

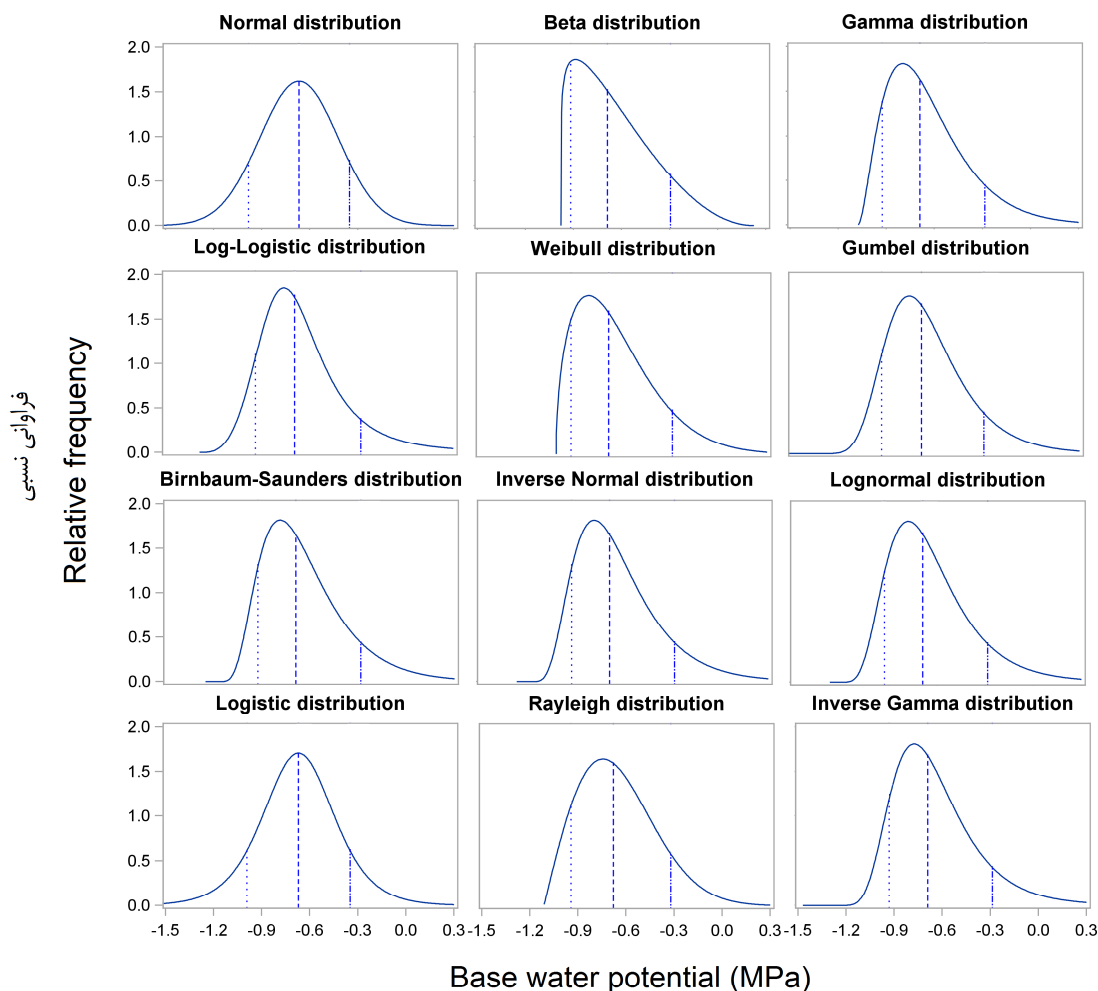


جدول ۲- آماره‌های برآورد شده، ارزیابی نیکویی برازش و ویژگی‌های توزیع‌های آماری مورد استفاده در مدل‌های هیدروتایم جوانه‌زنی خردل وحشی (*Sinapis arvensis*)  
 Table 2- Parameters estimates, assess the goodness of fit and properties of statistical distributions used in the hydrotime models for germination of *Sinapis arvensis*

توزیع Distribution	ثابت هیدروتایم Hydrotime constant ( $\theta_H$ )	پارامترهای توزیع Distribution parameters			ویژگی‌های توزیع Distribution properties			AICc		
		جایگاه Location ( $\mu$ or $\delta$ )	پراکنش Scale ( $\sigma$ )	شکل Shape ( $\lambda$ )	میانگین Mean	میانه Median	مد Mode		انحراف استاندارد SD	
نرمال Normal	22.73±0.53	-0.67±0.01	0.25±0.01	-	-0.67±0.01	-0.67±0.01	-0.67±0.01	0.25±0.01	0.0912	-811.80
بتا Beta	22.33±0.41	-0.98±0.01‡ 0.23±0.09‡	-	1.16±0.10 3.01±0.37*	-0.64±0.01	-0.69±0.01	-0.89±0.03	0.24±0.01	0.0852	-864.70
گاما Gamma	22.53±0.45	-1.08±0.03	0.16±0.02	2.76±0.45	-0.64±0.01	-	-0.80±0.01	0.26±0.01	0.0857	-861.60
لوگ‌لجستیک Logistic	22.77±0.48	-1.29±0.05	0.60±0.09	4.17±0.64	-0.63±0.01	-0.69±0.01	-0.76±0.01	0.33±0.01	0.0870	-849.30
وینبل Weibull	22.49±0.44	-1.02±0.02	0.42±0.02	1.51±0.10	-0.64±0.01	-0.69±0.01	-0.81±0.02	0.25±0.01	0.0855	-863.30
گامبل Gumbel	22.66±0.47	-0.76±0.01	0.21±0.01	-	-0.64±0.01	-0.69±0.01	-0.76±0.01	0.27±0.01	0.0862	-859.00
بیرنایم-سائندرز Birbaum-Saunders	22.58±0.46	-1.25±0.03	0.56±0.08	0.43±0.06	-0.64±0.01	-0.69±0.01	-0.79±0.01	0.27±0.01	0.0858	-860.40
نرمال معکوس Inverse-Normal	22.58±0.46	-1.27±0.02	0.63±0.07	3.54±1.42	-0.64±0.01	-0.69±0.01	-0.79±0.02	0.27±0.01	0.0859	-860.20
لوگ-نرمال Log-Normal	22.61±0.46	-1.27±0.03	-0.54±0.15	0.41±0.06	-0.64±0.01	-0.69±0.01	-0.78±0.02	0.27±0.01	0.0860	-859.00
لجستیک Logistic	22.87±0.53	-0.67±0.01	0.15±0.00	-	-0.67±0.01	-0.67±0.01	-0.67±0.01	0.25±0.01	0.0916	-808.20
ریلی Rayleigh	22.57±0.48	-1.11±0.01	0.37±0.01	-	-0.65±0.01	-0.68±0.01	-0.74±0.01	0.24±0.01	0.0867	-854.50
گاما معکوس Inverse-Gamma	22.64±0.47	-1.49±0.02	8.81±0.50	11.41±0.40	-0.64±0.01	-	-0.78±0.01	0.28±0.01	0.0861	-857.90

‡ آماره جایگاه چپ برای توزیع احتمال بتا  
 † آماره جایگاه راست برای توزیع احتمال بتا  
 \* آماره شکل دو ( $\lambda_2$ ) برای توزیع احتمال بتا

‡ Left location parameter for Beta distribution  
 † Right location parameter for Beta distribution  
 \* Shape 2 parameter ( $\lambda_2$ ) for Beta distribution



پتانسیل آب پایه (مگاپاسکال)

شکل 2- چگالی احتمال پتانسیل آب پایه پیش‌بینی شده با مدل‌های هیدروتایم مبتنی بر توزیع‌های آماری مختلف برای جوانه‌زنی بذر خردل وحشی. خطوط عمودی از چپ به راست، به راست،  $\Psi_{b(10)}$ ،  $\Psi_{b(50)}$  و  $\Psi_{b(90)}$  را برای هر توزیع نشان می‌دهند.

Figure 2- Probability density function of the predicted base water potential with the hydrotim models based on different distributions for *Sinapis arvensis* seed germination. Vertical lines from left to right shows  $\Psi_{b(10)}$ ,  $\Psi_{b(50)}$  and  $\Psi_{b(90)}$  for each distributions

معنی‌داری نبود. لذا، پیش‌بینی بهتر جوانه‌زنی علف هرز شاه‌افسر با مدل‌های لجستیک و نرمال نسبت به کاربرد این مدل‌ها جهت مدل‌سازی جوانه‌زنی خردل وحشی و جو در پاسخ به کاهش پتانسیل آب را می‌توان به تقارن تقریبی داده‌های جوانه‌زنی علف‌هرز شاه‌افسر نسبت داد. این تقارن منجر شد که توزیع گاما که چوله به راست است، دقت کمتری نسبت به سایر توزیع‌های آماری جهت پیش‌بینی جوانه‌زنی شاه‌افسر داشته باشد.

مقدار برآورد شده برای آماره شکل توزیع ویبول برای شاه‌افسر، خردل وحشی و جو بترتیب معادل 2/26، 1/51 و 1/87 بود که حاکی از آن است که چولگی به راست توزیع پتانسیل آب پایه خردل وحشی بیشتر از جو و آن هم بیشتر از شاه‌افسر بود. با این حال، با مقایسه مقادیر میانگین، میانه و مد توزیع‌های آماری مورد استفاده برای مدل‌سازی جوانه‌زنی شاه‌افسر مشاهده شد که با وجود کوچک‌تر بودن میانه توزیع نسبت به میانگین، اختلاف بین این دو آماره از نظر آماری

جدول ۳- آماره‌های برآورد شده، ارزیابی نیکویی برازش و ویژگی‌های توزیع‌های آماری مورد استفاده در مدل‌های هیدروتایم جوانه‌زنی جو (*Hordeum vulgare*)  
 Table 3- Parameters estimates, assess the goodness of fit and properties of statistical distributions used in the hyortime models for germination of *Hordeum vulgare*

توزیع Distribution	ثابت هیدروتایم Hydrotime constant ( $\theta_{H1}$ )			پارامترهای توزیع Distribution parameters			ویژگی‌های توزیع Distribution properties			RMSE	AIC c
	جایگاه Location ( $\mu$ or $\delta$ )	پراکنش Scale ( $\sigma$ )	شکل Shape ( $\lambda$ )	میانگین Mean	میانه Median	مد Mode	SD	انحراف استاندارد			
نرمال Normal	48.44±0.98	0.51±0.01	-	-1.23±0.01	-1.23±0.01	-1.23±0.01	0.51±0.01	0.0607	-988.10		
بتا Beta	48.69±1.09	-	5.75±0.10 349.13±1.97*	-1.20±0.01	-1.27±0.01	-1.42±0.03	0.52±0.01	0.0569	-1034.20		
گاما Gamma	48.69±0.90	0.21±0.02	6.01±1.06	-1.20±0.01	-	-1.42±0.02	0.52±0.01	0.0569	-1032.60		
لوگ‌لجستیک Logistic	48.70±0.91	1.88±0.30	6.24±0.98	-1.19±0.01	-1.27±0.01	-1.37±0.02	0.51±0.01	0.0570	-1031.00		
وینبول Weibull	48.68±0.89	1.03±0.05	1.87±0.12	-1.19±0.01	-1.27±0.01	-1.44±0.03	0.51±0.01	0.0570	-1031.00		
گامبل Gumbel	48.79±0.90	0.43±0.01	-	-1.19±0.01	-1.27±0.01	-1.44±0.02	0.56±0.01	0.0571	-1031.00		
تیرنیم-سائندرز Bimbaum-Saunders	48.70±0.90	1.80±0.26	0.28±0.04	-1.20±0.01	-1.27±0.01	-1.41±0.02	0.53±0.01	0.0569	-1032.00		
نرمال معکوس Inverse-Normal	48.69±0.90	1.91±0.26	24.98±10.84	-1.20±0.01	-1.35±0.01	-1.41±0.03	0.53±0.01	0.0569	-1032.00		
لوگ‌نرمال Log-Normal	48.70±0.90	0.59±0.14	0.28±0.04	-1.20±0.01	-1.27±0.01	-1.41±0.02	0.53±0.01	0.0569	-1033.00		
لجستیک Logistic	48.44±0.97	0.30±0.01	-	-1.23±0.01	-1.23±0.01	-1.23±0.01	0.55±0.01	0.0607	-993.50		
ریلی Rayleigh	48.63±0.89	0.77±0.01	-	-1.21±0.01	-1.27±0.01	-1.40±0.01	0.50±0.01	0.0571	-1032.00		
گاما معکوس Inverse-Gamma	48.71±0.90	49.56±1.86	21.70±0.50	-1.20±0.01	-	-1.51±0.01	0.54±0.01	0.0569	-1033.00		

† آماره جایگاه چپ برای توزیع احتمال بتا

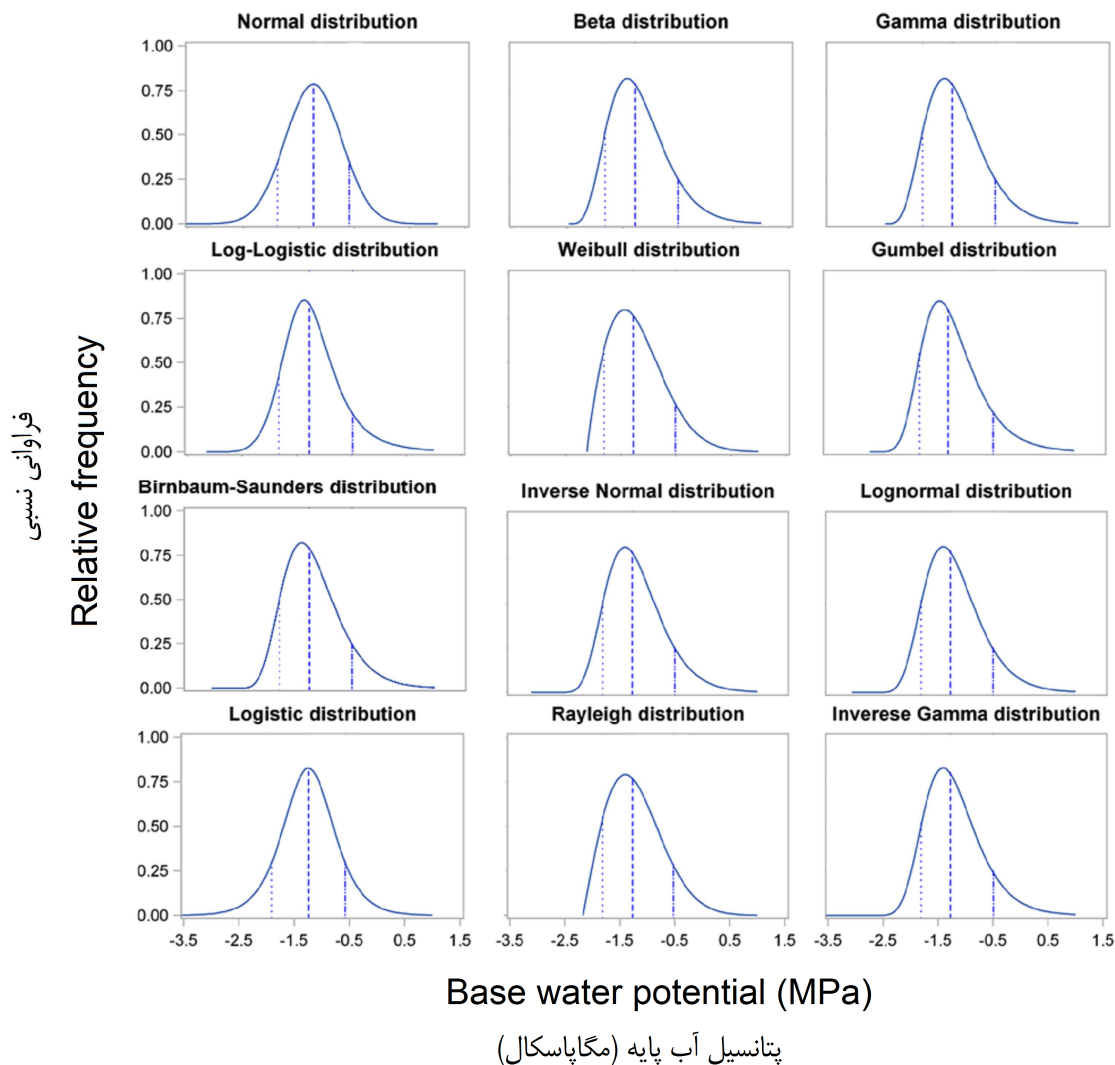
‡ آماره جایگاه راست برای توزیع احتمال بتا

\* آماره شکل دو ( $\lambda_2$ ) برای توزیع احتمال بتا

† Left location parameter for Beta distribution

‡ Right location parameter for Beta distribution

\* Shape 2 parameter ( $\lambda_2$ ) for Beta distribution



شکل 3- چگالی احتمال پتانسیل آب پایه پیش‌بینی شده با مدل‌های هیدروتایم مبتنی بر توزیع‌های آماری مختلف برای جوانه‌زنی بذر جو (*Hordeum vulgare*). خطوط عمودی از چپ به راست،  $\Psi_{b(10)}$ ،  $\Psi_{b(50)}$  و  $\Psi_{b(90)}$  را برای هر توزیع نشان می‌دهند

Figure 3- Probability density function of the predicted base water potential with the hydrotime models based on different distributions for *Hordeum vulgare* seed germination. Vertical lines from left to right shows  $\Psi_{b(10)}$ ,  $\Psi_{b(50)}$  and  $\Psi_{b(90)}$  for each distributions

که مدل هیدروتایم مبتنی بر توزیع ویبول از دقت بیشتری نسبت به مدل مبتنی بر توزیع نرمال جهت پیش‌بینی جوانه‌زنی دو گونه *Buddleja davidii* و *Pinus radiata* برخوردار بود. مسگران و همکاران (20) نیز با مقایسه هشت تابع توزیع احتمال نشان دادند که توزیع  $\Psi_{b(g)}$  برای سه گونه از چهار گونه مورد مطالعه آنها چوله به راست بوده و توزیع لوگ‌لجستیک را به عنوان مناسب‌ترین تابع معرفی کردند. با این وجود، ایشان گزارش دادند که در مورد جوانه‌زنی *Raphanus raphanistrum* که توزیع پتانسیل آب پایه متقارن و تا

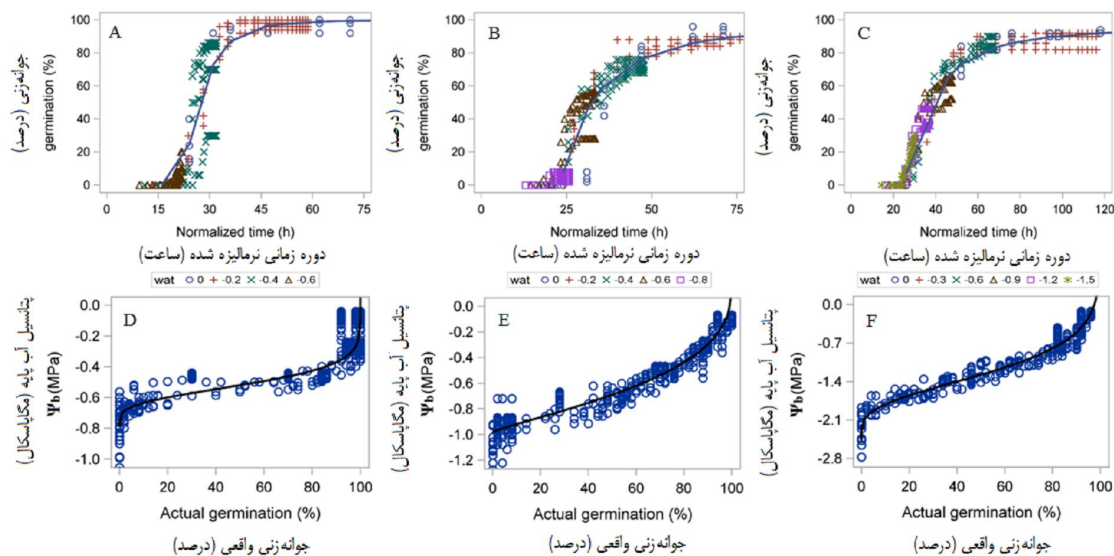
مسگران و همکاران (20) و وات و همکاران (27) دریافتند که  $\Psi_{b(g)}$  در اغلب موارد چوله به راست بوده و از اینرو در مورد بسیاری از گونه‌های گیاهی توزیع مناسب‌تری نسبت به توزیع متقارن نرمال جهت پیش‌بینی جوانه‌زنی مورد نیاز است. چولگی توزیع پتانسیل آب پایه به راست به این معنی است که بخش اعظم بذرهای یک جمعیت بذری دارای مقادیر پتانسیل آب پایه مثبت تری می‌باشند و از اینرو حتی تحت شرایط مطلوب نیز به کندی جوانه خواهند زد (27). وات و همکاران (28) با مقایسه دو تابع احتمال نرمال و ویبول نشان دادند

جوانه‌زنی و پتانسیل آب واقعی و پیش‌بینی شده را برای هر سه گونه شاه‌افسر، خردل وحشی و جو با استفاده از مدل هیدروتایم مبتنی بر توزیع بتا نشان می‌دهد. چنانچه دوره‌های زمانی جوانه‌زنی در پتانسیل‌های آب مختلف (شکل 4A-C) و یا پتانسیل آب واقعی و پیش‌بینی شده (شکل 4D-F) منطبق بر هم باشند، بدیهی است که مدل به درستی الگوهای جوانه‌زنی مشاهده شده را توضیح می‌دهد. از اینرو، تطابق بیشتر دوره‌های زمانی جوانه‌زنی و نیز رابطه بین جوانه‌زنی و پتانسیل آب واقعی و پیش‌بینی شده حاکی از آن است که مدل هیدروتایم بتا جوانه‌زنی دو گونه جو و خردل وحشی را بهتر از جوانه‌زنی شاه‌افسر توضیح می‌دهد (شکل 4).

با استفاده از مدل هیدروتایم مبتنی بر توزیع بتا و بر اساس توزیع تجمعی معکوس (شکل 4D)، پتانسیل اسمزی که در آن احتمال جوانه‌زنی بذر شاه‌افسر معادل صفر ( $\psi_{b(0)}$ )، 5 ( $\psi_{b(0.5)}$ )، 10 ( $\psi_{b(1.0)}$ )، 50 ( $\psi_{b(5.0)}$ )، 90 ( $\psi_{b(9.0)}$ ) و 95 ( $\psi_{b(9.5)}$ ) درصد می‌باشد، به ترتیب معادل -0/85، -0/66، -0/63، -0/52، -0/37 و -0/32 مگاپاسکال برآورد شد.

حدودی چوله به چپ بود، مدل لوگ‌لجستیک از دقت پیش‌بینی بسیار کمی برخوردار بود (20).

نتایج این تحقیق نشان داد که در هر سه گونه مورد مطالعه، توزیع بتا منجر به پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به سایر توزیع‌های آماری شد. مدل مبتنی بر این توزیع (مانند سایر توزیع‌هایی که دارای آماره شکل می‌باشند) یک مقدار واقعی برای فاز تاخیری جوانه‌زنی پیش‌بینی می‌کند. در واقع، اریب کمتر در پیش‌بینی جوانه‌زنی با مدل‌های هیدروتایم دارای آماره شکل را می‌توان به دقت بیشتر این توابع در پیش‌بینی زمان شروع جوانه‌زنی نسبت داد. آماره شکل انعطاف‌پذیری بالایی به این توزیع‌ها می‌دهد و پیش‌بینی دقیق‌تر فاز تاخیری شروع جوانه‌زنی را میسر می‌سازد (21). علاوه بر این، مدل هیدروتایم مبتنی بر توزیع بتا (و ویبول) قادر به پیش‌بینی جوانه‌زنی گونه‌هایی که برای آنها توزیع پتانسیل آب پایه متقارن و یا دارای چولگی به راست یا چپ است، می‌باشد. درحالی‌که، سایر توزیع‌های آماری دارای چولگی به راست بوده و در نهایت قادر به پیش‌بینی جوانه‌زنی گونه‌هایی با توزیع نسبتاً متقارن پتانسیل آب پایه می‌باشند. شکل (4) درصد جوانه‌زنی تجمعی در برابر دوره زمانی نرمالیزه شده نسبت به دوره زمانی جوانه‌زنی در پتانسیل صفر و نیز رابطه بین



شکل 4- دوره زمانی جوانه‌زنی نرمالیزه شده برای شاه‌افسر (A)، خردل وحشی (B) و جو (C) در همه پتانسیل‌های آب نسبت به دوره زمانی متناظر در آب و رابطه بین جوانه‌زنی و پتانسیل آب واقعی (دوایر توخالی) و پیش‌بینی شده (خط پر) برای شاه‌افسر (D)، خردل وحشی (E) و جو (F) بر اساس مدل هیدروتایم بتا

Figure 4- Normalization of germination time courses of *Melilotus officinalis* (A), *Sinapis arvensis* (B) and *Hordeum vulgare* (C) at a range of water potentials to the corresponding time courses in water and the relationship between germination and virtual (open circles) and predicted (solid line) base water potential of *M. officinalis* (D), *S. arvensis* (E) and *H. vulgare* (F) based on the beta hydrotime model

پتانسیل آب پایه را نشان می‌دهد و حاکی از آن است که محدوده‌ای از پتانسیل‌های آب که در آن بذرهای شاه‌افسر قادر به جوانه‌زنی می‌باشند کوچکتر از خردل وحشی و جو است.

در مجموع به نظر می‌رسد که حداقل در مورد برخی داده‌ها توزیع بتا در قیاس با سایر توزیع‌ها ممکن است برای مدل‌سازی پتانسیل آب پایه بذرهای یک جمعیت مناسب‌تر باشد. با توجه به انعطاف‌پذیری بالای توزیع بتا به دلیل دارا بودن دو آماره شکل، بنظر می‌رسد این تابع قادر به توصیف تنوع نسبی پتانسیل آب پایه بسیاری از جمعیت‌های بذری که ممکن است توزیع  $\Psi_{b(g)}$  در آنها نامتقارن باشد، خواهد بود. در مقابل استفاده بی‌چون و چرا از توزیع نرمال برای مدل‌سازی توزیع فراوانی پتانسیل آب پایه ممکن است برخی ویژگی‌های مهم رفتار جوانه‌زنی بذر از جمله پیامدهای اکولوژیک چولگی توزیع پتانسیل آب پایه جمعیت‌های بذری (27) را مخفی نماید.

بر اساس همین مدل، مقادیر  $\Psi_{b(0)}$ ،  $\Psi_{b(0.5)}$ ،  $\Psi_{b(10)}$ ،  $\Psi_{b(50)}$  و  $\Psi_{b(90)}$  و  $\Psi_{b(95)}$  برای خردل وحشی به ترتیب معادل 0/98-، 0/95-، 0/92-، 0/69-، 0/30- و 0/19- مگاپاسکال (شکل 4E) و برای جو معادل 2/47-، 1/93-، 1/81-، 1/27-، 0/50- و 0/24- مگاپاسکال برآورد شد (شکل 4F). با مقایسه  $\Psi_{b(0)}$  و  $\Psi_{b(50)}$  برآورد شده برای این سه گونه مشخص شد که آستانه تحمل به خشکی جوانه‌زنی بذر شاه‌افسر کمتر از خردل وحشی و برای خردل وحشی کمتر از جو بود. مقایسه ثابت هیدروتایم برآورد شده برای سه گونه گیاهی بر مبنای مدل هیدروتایم بتا نشان داد که در پتانسیل‌های آبی که احتمال جوانه‌زنی برای هر سه گونه وجود دارد، جوانه‌زنی بذر شاه‌افسر ( $\theta_H=13/87$ ) در صورت عدم وجود کمون بذر سریعتر از جوانه‌زنی خردل وحشی ( $\theta_H=22/73$ ) و آن هم سریعتر از جوانه‌زنی جو ( $\theta_H=48/44$ ) رخ خواهد داد. همچنین، مقادیر SD نشان داد که یکنواختی جوانه‌زنی شاه‌افسر (0/10)، بیشتر از خردل وحشی (0/24) و آن هم بیشتر از جو (0/52) بود. در واقع، این آماره گستردگی توزیع

## منابع

- Allen P. 2003. When and how many? Hydrothermal models and the prediction of seed germination. *New Phytologist*, 158(1): 1–3.
- Alvarado V., and Bradford K.J. 2002. A hydrothermal time model explains the cardinal temperatures for seed germination. *Plant, Cell and Environment*, 25(8): 1061–1069.
- Balakrishnan N. 1992. *Handbook of the Logistic Distribution*. Marcel Dekker, New York.
- Baskin C.C., and Baskin J.M. 1998. *Seeds: Ecology, Biogeography, and Evaluation of Dormancy and Germination*. Academic Press, San Diego, CA, USA.
- Bloomberg M., Sedcole J.R., Mason E.G., and Buchan G. 2009. Hydrothermal time germination models for radiata pine (*Pinus radiata* D. Don). *Seed Science Research*, 19(3): 171–182.
- Bradford K.J. 1990. A water relations analysis of seed germination rates. *Plant Physiology*, 94(2): 840–849.
- Bradford K.J. 2002. Applications of hydrothermal time to quantifying and modeling seed germination and dormancy. *Weed Science*, 50(2): 248–260.
- Bradford K.J., and Still D.W. 2004. Applications of hydrothermal analysis in seed testing. *Seed Technology*, 26(1): 75–85.
- Brown R.F., and Mayer D.G. 1988. Representing cumulative germination. 2. The use of Weibull function and other empirically derived curves. *Annals of Botany*, 61(2): 127–138.
- Burnham K.P., and Anderson D.R. 2002. *Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach*. Springer, New York, USA.
- Cordeiro G.M., and Lemonte A.J. 2011. The  $\beta$ -Birbaum-Saunders distribution: An improved distribution for fatigue life modeling. *Computational Statistics and Data Analysis*, 55(3): 1445–1461.
- Daws M.I., Crabtree L.M., Dalling J.W., Mullins C.E., and Burslem D.R.P. 2008. Germination responses to water potential in neotropical pioneers suggest large-seeded species take more risks. *Annals of Botany*, 102(6): 945–951.
- den Dekker A.J., and Sijbers J. 2014. Data distributions in magnetic resonance images: a review. *Physica Medica*, 30(7): 725–741.
- Evans M., Hastings N., and Peacock B. 2000. *Statistical distributions*, Third edn. John Wiley & Sons, Inc, New York.
- Derakhshan A., Akbari H., and Gherekhloo J. 2014. Hydrotime modeling of *Phalaris minor*, *Amaranthus retroflexus* and *A. blitoides* seed germination. *Iranian Journal of Seed Sciences and Research*, 1(1): 82–95. [In Persian with English Summary]
- Finch-Savage W.E., Steckel J.R.A., and Phelps K. 1998. Germination and post-germination growth to carrot seedling emergence: predictive threshold models and sources of variation between sowing occasions. *New Phytologist*, 139 (3): 505–516.

- 17- Gummerson R.J. 1986. The effect of constant temperatures and osmotic potentials on the germination of sugar beet. *Journal of Experimental Botany*, 37(6): 729–741.
- 18- Kebreab E., and Murdoch A.J. 1999. Modelling the effects of water stress and temperature on germination rate of *Orobanche aegyptiaca* seeds. *Journal of Experimental Botany*, 50(334): 655–664.
- 19- Knezevic S., Evans S.P., Blankenship E.E., Acker R.C.V., and Lindquist J.L. 2002. Critical Period for weed control: the concept and data analysis. *Weed Science*, 50(3): 773–786.
- 20- Mesgaran M.B., Mashhadi H.R., Alizadeh H., Hunt J., Young K.R., and Cousens R.D. 2013. Importance of distribution function selection for hydrothermal time models of seed germination. *Weed Research*, 53(2): 89-101.
- 21- Mesgaran M.B., Rahimian Mashhadi H.R., Alizadeh H., Ohadi S., and Zare A. 2014. Modeling the Germination Responses of Wild Barley (*Hordeum spontaneum*) and Littleseed Canary Grass (*Phalaris minor*) to Temperature. *Iranian Journal of Weed Science*, 9(1): 105-118. [In Persian with English Summary]
- 22- Michel B.E. 1983. Evaluation of the water potentials of solutions of polyethylene glycol 8000 both in the absence and presence of other solutes. *Plant Physiology*, 72(1): 66–70.
- 23- Nair N.U., Sankaran P.G., and Balakrishnan N. 2013. *Quantile-Based Reliability Analysis*. Springer, New York, Heidelberg Dordrecht London.
- 24- Ritz C., Cedergreen N., Jensen J.E., and Streibig J.C. 2006. Relative potency in nonsimilar dose–response curves. *Weed Science*, 54(3): 407–412.
- 25- SAS. 2009. *SAS/STAT 9.2 User's Guide*. SAS Institute, Cary, NC, USA.
- 26- Schwarz W. 2001. The ex-Wald distribution as a descriptive model of response times. *Behavior research methods, instruments & computers*, 33 (4): 457–69.
- 27- Watt M.S., Bloomberg M., and Finch-savage W.E. 2011. Development of a hydrothermal time model that accurately characterises how thermoinhibition regulates seed germination. *Plant, Cell and Environment*, 34(5): 870–876.
- 28- Watt M.S., Xu V., and Bloomberg M. 2010. Development of a hydrothermal time seed germination model which uses the Weibull distribution to describe base water potential. *Ecological Modelling*, 221(9): 1267–1272.
- 29- Welbaum E., and Bradford K.J. 1991. Water relations of seed development and germination in muskmelon (*Cucumis melo* L.) VII. Influence of after-ripening and ageing on germination responses to temperature and water potential. *Journal of Experimental Botany*, 42(9): 1137–1145.
- 30- Witkovsky V. 2001. Computing the distribution of a linear combination of inverted gamma variables. *Kybernetika*, 37(1): 79-90.