



مجله پژوهش‌های تولید گیاهی  
جلد نوزدهم، شماره سوم، ۱۳۹۱  
<http://jopp.gau.ac.ir>

## رابطه بین میزان شدت و وقوع بیماری پوسیدگی ذغالی سویا در استان گلستان

فاختک طلایی<sup>۱</sup>، ناصر صفایی<sup>۲</sup> و محمدعلی آقاچانی<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup>دانشجوی دکتری گروه بیماری‌شناسی گیاهی، دانشگاه تربیت مدرس، <sup>۲</sup>دانشیار گروه بیماری‌شناسی گیاهی، دانشگاه تربیت مدرس، <sup>۳</sup>استادیار پژوهش بخش تحقیقات گیاهپزشکی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان گلستان

### چکیده

پوسیدگی ذغالی سویا که به وسیله قارچ *Macrophomina phaseolina* ایجاد می‌شود یکی از بیماری‌های مهم سویا (*Glycine max*) در سرتاسر جهان است. تنها راه کنترل موثر این بیماری، استفاده از ارقام مقاوم می‌باشد. اما به علت فقدان روش‌های کارآمد برای ارزیابی بیماری در آزمایش‌های مزرعه‌ای، هنوز ژنوتیپ‌هایی با سطوح بالای مقاومت به بیماری شناسایی نشده‌اند. در این پژوهش روش‌های مختلف ارزیابی بیماری و نیز رابطه وقوع-شدت بیماری پوسیدگی ذغالی در مزارع سویای استان گلستان مورد مطالعه قرار گرفت. مقایسه دو شاخص درصد طول تغییر رنگ داخلی ساقه و شدت بیماری در ریشه و ساقه نشان داد که شاخص اول بیان‌گر میزان آلودگی واقعی مزرعه نمی‌باشد در حالی که شاخص دوم، همبستگی بالاتری ( $\rho_c=0.71$ ) با میزان وقوع بیماری دارد. تجزیه و تحلیل‌های آماری برای تعیین رابطه کمی وقوع و شدت بیماری در مجموع داده‌های استان گلستان بر اساس مقایسه ضریب تبیین و آماره‌های خطای مدل‌ها نشان داد که مدل با تبدیل ریشه دوم برای هر دو متغیر با ضریب تبیین تصحیح شده ( $R_a^2=0.83$ )، میانگین مربعات خطا ( $MSE=0.0125$ )، الگوی تصادفی در نمودار باقی‌مانده‌های خطا و نیز ضریب تبیین تبدیل برگشتی ( $R^{2*}=0.72$ ) بهترین برازش را با مجموع داده‌ها دارد. تجزیه و تحلیل داده‌ها در شهرستان‌های گرگان، علی آباد، کردکوی و رامیان که بیش‌ترین سطح زیر کشت سویا را دارا می‌باشند، نیز مناسب بودن این مدل را برای داده‌ها تایید

\* مسئول مکاتبه: [nsafae@modares.ac.ir](mailto:nsafae@modares.ac.ir)

نمود. بنابراین به کمک این مدل می‌توان سطوح مختلف شدت بیماری پوسیدگی ذغالی را با استفاده از مقادیر وقوع بیماری تخمین زد.

**واژه‌های کلیدی:** پوسیدگی ذغالی سویا، رابطه وقوع، شدت بیماری

## مقدمه

یکی از عوامل بیماری‌زای خاک‌زاد که سالانه خسارت قابل توجهی به محصول سویا وارد می‌سازد، قارچ *Macrophomina phaseolina (Tassi) Goid* عامل بیماری پوسیدگی ذغالی می‌باشد. در شرایط مساعد، این بیمارگر سبب سوختگی و مرگ گیاهچه، پوسیدگی طوقه، ریشه و پوسیدگی ذغالی در بسیاری از گیاهان زراعی مهم مانند سویا، پنبه، کنجد، ذرت، آفتاب‌گردان، سورگوم و غیره می‌گردد (بابو و همکاران، ۲۰۰۷).

وقوع بیماری پوسیدگی ذغالی سویا از مناطق مختلف کشت سویای شمال کشور، شامل استان‌های گلستان و مازندران (رعیت‌پناه و همکاران، ۱۹۹۳)، همانند اغلب کشورهای نیمه‌گرمسیری و گرمسیری با اقلیم نیمه خشک دنیا (ورادر و همکاران، ۱۹۹۸) گزارش شده است. چنانچه شدت بیماری بالا باشد، عملکرد و کیفیت محصول تحت تاثیر قرار می‌گیرد (اسمیت و ایلی، ۱۹۹۹). از نظر خسارت‌زایی در بین بیماری‌های مهم سویا در مناطق شمالی آمریکا، بیماری پوسیدگی ذغالی سویا در رتبه چهارم اهمیت قرار دارد (اسمیت و کارویل، ۱۹۹۷) و در ایالت‌های جنوبی طی سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۹۶ به‌عنوان دومین بیماری خسارت‌زا معرفی شده است (ورادر و همکاران، ۲۰۰۱).

کاهش عملکرد ناشی از این بیماری در برزیل، آرژانتین، کانادا و آمریکا در سال ۱۹۹۴ معادل ۱/۲۱ میلیون تن (ورادر و همکاران، ۱۹۹۸) و در آمریکا طی سال‌های ۲۰۰۳-۲۰۰۵ به‌طور متوسط ۹۱۵ هزار تن گزارش شده است (ورادر و کونینگ، ۲۰۰۶). در سال ۱۳۷۰ شدت آلودگی در برخی از مزارع استان مازندران به حدی بود که محصول قابل برداشت نبود و متوسط عملکرد سویا در شهرستان‌های مرکزی استان به ۹۹۰ کیلوگرم در هکتار کاهش یافت (رعیت‌پناه و همکاران، ۲۰۰۲). رعیت‌پناه و علوی (۲۰۰۲) با بررسی مزارع سویای شهرستان‌های مختلف استان مازندران، درصد آلودگی مزارع را ۴ تا ۴۵ درصد گزارش نمودند. مطالعات انجام شده در استان گلستان نشان می‌دهد که درصد بوته‌های بیمار در مزارع شهرستان‌های مختلف طی سال‌های زراعی ۱۳۸۶-۸۷ و ۱۳۸۷-۸۸ به‌ترتیب ۰/۹۱ تا

۷۴/۸۹ و ۰ تا ۹۷/۳ درصد و شدت بیماری روی ساقه در همان دوره، به ترتیب ۰ تا ۳۲/۲ و ۰ تا ۴/۸ درصد بوده است (طلیعی و همکاران، ۲۰۱۰).

تلاش‌های گوناگونی برای کنترل بیماری با استفاده از روش‌های مختلف مانند تناوب زراعی، تغییر تراکم گیاهی، آبیاری، ضدعفونی بذر و کنترل بیولوژیک به کمک هایپرپارازیتسم<sup>۱</sup> صورت گرفته است (بوون و چاپو، ۱۹۸۵؛ وایلی، ۱۹۸۸؛ غفار و همکاران، ۱۹۶۹ و صدیقی و محمود، ۱۹۹۳) با این وجود، به نظر می‌رسد تنها راه عملی کنترل بیماری پوسیدگی ذغالی سویا، استفاده از ارقام مقاوم است (بوون و چاپو، ۱۹۸۹؛ اسمیت و وایلی، ۱۹۹۹؛ اسمیت و کارویل، ۱۹۹۷)، اما به علت فقدان روش‌های کارآمد ارزیابی بیماری در آزمایش‌های مزرعه‌ای، شناسایی ژنوتیپ‌های مقاوم به بیماری با محدودیت‌هایی روبرو است و ژنوتیپ‌هایی با سطوح بالای مقاومت به بیماری هنوز شناسایی نشده‌اند. استفاده از واحد سازنده‌ی کلنی<sup>۲</sup> و شمارش میکروسکلروت‌ها در بافت ریشه و ساقه، به عنوان یکی از روش‌های ارزیابی شدت بیماری<sup>۳</sup>، بسیار دقیق و سودمند است (اسمیت و کارویل، ۱۹۹۷)، اما این روش زمان‌بر و پرهزینه است و داده‌های حاصل در زمان‌ها و مکان‌های مختلف تکرارپذیر نیستند. بنابراین نمی‌توان نتایج حاصل از آزمایش را به حساسیت یا مقاومت ژنوتیپ‌ها نسبت داد (منجستو و همکاران، ۲۰۰۷). نتایج تحقیقات منجستو و همکاران (۲۰۰۷) و پاریس و همکاران (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که برای بررسی مقاومت تعداد زیادی از لاین‌های سویا به بیماری، می‌توان به جای اندازه‌گیری CFU، از ارزیابی شدت بیماری بر روی ریشه و ساقه<sup>۴</sup> به عنوان یک روش جایگزین سریع و قابل اعتماد استفاده نمود.

اما اندازه‌گیری شدت بیماری دشوار و زمان‌بر است و اغلب با خطای آزمایشی همراه است. بنابراین وجود یک رابطه کمی بین شدت و وقوع بیماری<sup>۵</sup> در ارزیابی مقدار بیماری و تخمین خسارت ناشی از آن بسیار سودمند خواهد بود، زیرا وقوع بیماری آسان‌تر اندازه‌گیری می‌شود و مقادیر آن در مقایسه با شدت، اغلب صحیح‌تر، دقیق‌تر و تکرارپذیرتر می‌باشند. همچنین صرف زمان و در نتیجه هزینه کم‌تری را در پی خواهد داشت (کمبل و مدن، ۱۹۹۰؛ سیم، ۱۹۸۴).

- 1- Hyperparasitism
- 2- Colony-Forming Unit (CFU)
- 3- Disease Severity (S)
- 4- Root and Stem Severity
- 5- Disease Incidence (I)

روابط وقوع-شدت<sup>۱</sup> برای پاتوسیستم‌های مختلف بررسی و ارایه شده‌اند (آقاجانی و همکاران، ۲۰۰۸؛ کوپس و استیونسن، ۲۰۰۸؛ پل و همکاران، ۲۰۰۵؛ کاردوسو و همکاران، ۲۰۰۴؛ سیلواآکونا و همکاران، ۱۹۹۹؛ فیلادیک و ساتون، ۱۹۹۲؛ پاتاکی و هیدریک، ۱۹۸۸؛ چانگ و جگر، ۱۹۸۷؛ سیم، ۱۹۸۴). اگر رابطه قوی بین این دو کمیت برقرار باشد، می‌توان با نمونه‌برداری و شمارش بوته‌های آلوده، شدت بیماری را محاسبه نمود. هدف این مطالعه تعیین رابطه کمی بین دو کمیت شدت و وقوع بیماری پوسیدگی ذغالی سویا و ارایه مدلی برای پیش‌بینی شدت بیماری براساس ارزیابی میزان وقوع در مزارع سویای استان گلستان بوده است.

### مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش طی سال‌های زراعی ۸۹-۱۳۸۸، از ۶۰ مزرعه سویا در ۱۱ شهرستان استان گلستان جمع‌آوری گردید (شکل ۱). مزارعی با مساحت ۱۰-۵ هزار مترمربع، به‌صورت تصادفی انتخاب شدند و تعداد آن در هر شهرستان براساس سطح زیر کشت سویا تعیین گردید. این مزارع در محدوده جغرافیایی بین عرض‌های ۳۶ درجه و ۴۱ دقیقه تا ۳۷ درجه و ۳۲ دقیقه شمالی و طول ۵۳ درجه و ۵۱ دقیقه تا ۵۵ درجه و ۴۸ دقیقه شرقی واقع شده‌اند. نمونه‌برداری طی فصل پاییز، در مرحله رویشی R7، قبل از برداشت محصول انجام گرفت. در هر مزرعه با حرکت در مسیر قطری به طول تقریبی ۱۰۰ متر، ۱۰ کادر به ابعاد ۰/۵×۰/۵ متر (با میانگین ۹/۲۸ عدد بوته در هر کادر) انداخته شد. بوته‌های داخل کادرها به‌طور کامل از زمین خارج شدند و پس از بسته‌بندی و کدگذاری، برای تعیین دقیق مقدار آلودگی به آزمایشگاه منتقل شدند.

برای تعیین میزان وقوع بیماری ( $I$ ) روی ریشه و ساقه، تعداد کل بوته‌های موجود در هر کادر و تعداد بوته‌های دارای علائم بیماری روی ریشه و ساقه به‌صورت جداگانه ثبت گردید. سپس وقوع بیماری با استفاده از معادله زیر محاسبه شد

$$I = \sum x / N \quad (1)$$

که در آن  $x$  تعداد بوته‌های بیمار و  $N$  تعداد کل بوته‌های ارزیابی شده می‌باشد (کاردوسو و همکاران، ۲۰۰۴).

شدت بیماری ( $S$ ) با استفاده از دو روش ارزیابی شد. اساس هر دو روش اندازه‌گیری، میزان تغییر رنگ بافت گیاه (ریشه یا ساقه) به‌واسطه ظهور میکرواسکلرت بود. در روش اول، شاخص درصد طول تغییر رنگ‌یافته داخلی ساقه<sup>۱</sup> (PHSD)، با استفاده از رابطه زیر محاسبه گردید.

$$PHSD = (Hd / Ht) \times 100 \quad (2)$$

که در آن  $Hd$  طول بافت تغییر رنگ‌یافته ساقه یا به عبارتی طول زخم و  $Ht$  طول کل ساقه اندازه‌گیری شده می‌باشد (منجیسو و همکاران، ۲۰۰۷). ارتفاع بافت تغییر رنگ‌یافته داخل ساقه و ارتفاع کل ساقه از بالای گره کوتیلدونی اندازه‌گیری شد. در روش دوم، پس از شست‌وشو و ایجاد برش طولی در ریشه و بخش انتهایی ساقه، شاخص شدت بیماری در ریشه و انتهای ساقه (RSS) به کمک مقیاس چشمی تغییر یافته منجیسو و پاریس (۲۰۰۳) به دست آمد (جدول ۱). داده‌ها به نسبت صفر و یک تبدیل شد. در نهایت شدت متوسط بیماری در هر کادر با در نظر گرفتن همه بوته‌های ارزیابی شده، به صورت زیر محاسبه شد.

$$S = \sum(x_i n_i) / N \quad (3)$$

که در آن  $x_i$  بیانگر درجه شدت بیماری،  $n_i$  تعداد بوته‌های بیمار با درجه بیماری  $i$  و  $N$  تعداد کل بوته‌های ارزیابی شده می‌باشد (کاردوسو و همکاران، ۲۰۰۴).

جدول ۱- شرح مقیاس تغییر یافته منجیسو و پاریس (۲۰۰۳) برای تعیین شدت بیماری روی ریشه‌های آلوده سویا.

درجه شدت بیماری	شرح
۰	هیچ میکرواسکلرتی در بافت دیده نمی‌شود.
۱	وجود تعداد بسیار کمی میکرواسکلرت در بافت آوندی یا انتهای ریشه اصلی یا محل اتصال ریشه‌های فرعی.
۲	وجود تعداد کمی اسکلرت در آندودرم، بافت آوندی یا زیر اپیدرم.
۳	تغییر رنگ نسبی بافت آوندی و پوشیده شدن بخشی از بافت با میکرواسکلرت‌ها.
۴	تغییر رنگ کامل بافت آوندی و ظهور تعداد زیادی میکرواسکلرت در بافت، میکرواسکلرت‌ها زیر اپیدرم خارجی بخش‌هایی از ریشه و ساقه قابل مشاهده می‌باشند.
۵	تیره شدن کامل بافت آوندی به‌واسطه وجود تعداد بسیار زیاد میکرواسکلرت در سطوح داخلی و خارجی ریشه و ساقه.

به منظور مقایسه روش‌های مختلف ارزیابی بیماری و تعیین مناسب‌ترین شاخص‌ها، همبستگی بین کمیت‌های اندازه‌گیری شده با استفاده از ضریب همبستگی هم‌مانگی<sup>۱</sup> ( $\rho_c$ ) مورد بررسی قرار گرفت. ضریب هم‌مانگی که اولین بار توسط لین (۱۹۸۹) ارائه گردید متشکل از دو قسمت است. قسمت اول ضریب همبستگی خطی پیرسون است و قسمت دوم تابعی از مقدار درستی<sup>۲</sup> و دقت<sup>۳</sup> داده‌هاست. به عبارت دیگر ضریب همبستگی هم‌مانگی نه تنها رابطه خطی بین دو متغیر را نشان می‌دهد بلکه میزان انحراف آن‌ها از خط هم‌مانگی مطلق (خط ۴۵ درجه در محور مختصات) را با استفاده از دو معیار درستی (میزان انحراف داده‌ها از مقدار واقعی) و دقت (میزان انحراف داده‌ها از یکدیگر) مورد بررسی قرار می‌دهد و به این ترتیب خطای سیستماتیک و تصادفی در نمونه‌برداری را نیز مشخص می‌کند (لین، ۲۰۰۰ و لین، ۲۰۰۳). سپس برای توصیف رابطه کمی بین متغیرها، پنج مدل تجربی معمول مورد ارزیابی قرار گرفتند. برای سهولت محاسبه پارامترهای مدل‌ها و نیز مقایسه آن‌ها، از صورت خطی مدل‌ها به شرح زیر استفاده شد:

$$S = bI + a \quad (۱) \quad \text{مدل خطی ساده}$$

$$\text{Sqrt}(S) = b \text{Sqrt}(I) + a \quad (۲) \quad \text{مدل ریشه مربع}$$

$$\ln(S) = b \ln(I) + a \quad (۳) \quad \text{مدل آلوتمتری}$$

$$\text{CLL}(S) = b \text{CLL}(I) + a \quad (۴) \quad \text{مدل مکمل لگاریتم-لگاریتم}$$

$$S = a \ln(1-I) \quad (۵) \quad \text{مدل نمایی محدود}$$

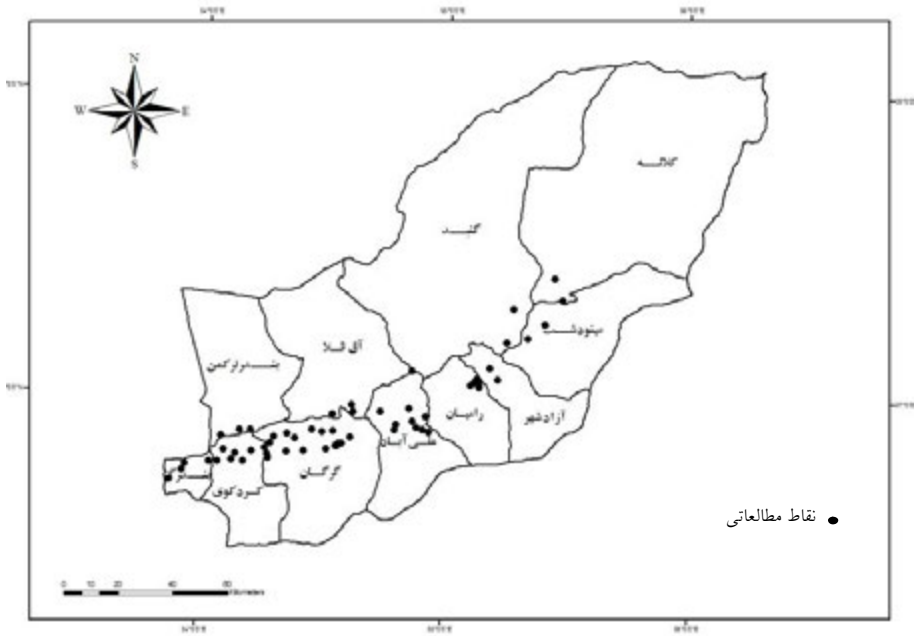
$k$  شدت بیماری،  $I$  وقوع بیماری،  $a$  و  $b$  پارامترهای مدل و  $\text{CLL}$  تبدیل مکمل لگاریتم-لگاریتم و برابر با  $\ln[-\ln(1-I)]$  می‌باشد. هریک از این مدل‌ها در مطالعات دیگری برای بررسی رابطه وقوع-شدت مورد استفاده قرار گرفته‌اند (آقاجانی و همکاران، ۲۰۰۸؛ کاردوسو و همکاران، ۲۰۰۴؛ مک‌رابرتز و همکاران، ۲۰۰۳). اما از این مدل‌ها کمتر برای توصیف رابطه کمی بین شدت و وقوع بیماری‌های ریشه‌ای استفاده شده است (کوپس و استیونس، ۲۰۰۸). تجزیه و تحلیل‌ها با استفاده از

- 1- Concordance Correlation Coefficient
- 2- Accuracy
- 3- Precision

روش رگرسیون خطی و به کمک نرم‌افزار StatGraphics (version 15.2.5) انجام شد و ضریب تبیین تصحیح شده ( $R_a^2$ )، آماره‌های خطا (MSe) و پلات باقی‌مانده‌ها) و پارامترهای مدل‌ها محاسبه گردید. همچنین به منظور بررسی کارایی مدل‌های مورد مطالعه در سطح شهرستان‌ها، چهار شهرستان گرگان، علی‌آباد، کردکوی و رامیان که بیش‌ترین سطح زیر کشت سویا را دارا می‌باشند و مناطق مهم کشت سویا در استان محسوب می‌شوند انتخاب شده و تجزیه رگرسیون خطی با استفاده از مدل‌های یاد شده به تفکیک برای هر شهرستان انجام گردید. به منظور مقایسه پایه‌ای مدل‌ها با تبدیل‌های مختلف، متغیر وابسته پیش‌بینی شده تبدیل برگشتی شد و رگرسیون خطی بین داده‌های مشاهده و پیش‌بینی شده، با استفاده از نرم‌افزار StatGraphics مورد بررسی گرفت.

## نتایج و بحث

نتایج اندازه‌گیری میزان وقوع و شدت بیماری پوسیدگی ذغالی بر روی ریشه و ساقه سویا نشان می‌دهد که بین مقادیر وقوع بیماری بر روی ریشه و ساقه، اختلاف معنی‌داری ( $P < 0.01$ ) وجود دارد. مقدار وقوع بیماری روی ریشه (درصد بوته‌های دارای ریشه و ساقه آلوده = آلودگی واقعی) بین صفر تا ۱۰۰ درصد و وقوع بیماری روی ساقه (درصد بوته‌های دارای ساقه آلوده = آلودگی ظاهری) بین صفر تا ۸۱/۸ متغیر بود. فراوانی آلودگی در ریشه و ساقه بوته‌های سویا، به ترتیب ۵۸/۳ و ۲۱/۷ درصد تعیین شد. بررسی رابطه بین دو متغیر (جدول ۲) نشان داد که همبستگی بالایی بین آن‌ها برقرار نمی‌باشد ( $\rho_c = 0.223, P < 0.05$ ). که این مساله با توجه به اینکه درصد قابل توجهی از بوته‌های مورد بررسی، تنها دارای علایم ریشه‌ای بوده و به دلیل عدم گسترش بیماری به سمت اندام هوایی گیاه فاقد آلودگی ساقه می‌باشند، چندان دور از ذهن نیست. بنابراین همان‌طور که آقاجانی و همکاران (۲۰۰۸ b) متذکر شده‌اند مقدار بیماری اندازه‌گیری شده در اندام‌های هوایی، همیشه انعکاس درستی از مقدار واقعی بیماری در مزرعه نمی‌باشد. به همین دلیل برای مدل‌سازی رابطه وقوع-شدت از میزان آلودگی واقعی مزارع استفاده گردید.



شکل ۱- نقشه استان گلستان و پراکنش مزارع مورد مطالعه در سطح شهرستان‌ها.

دامنه شدت بیماری اندازه‌گیری شده روی ساقه (با شاخص PHSD)، از صفر تا  $16/4$  درصد و در  $82/6$  درصد موارد برابر صفر بود، در حالی که این مقدار برای ریشه‌های آلوده (با شاخص RSS) از صفر تا  $87/5$  درصد در نوسان داشت. شدت بیماری در  $58/3$  درصد بوته‌های دارای آلودگی ریشه، بالاتر از صفر و در  $5/5$  درصد موارد، بیش‌تر از  $50$  درصد بود. بنابراین تعیین میزان شدت بیماری روی ساقه گیاهان بیمار، به تنهایی بیان‌گر میزان واقعی شدت آلودگی موجود در مزرعه نمی‌باشد، زیرا شاخص‌هایی مانند درصد ارتفاع تغییر رنگ ساقه، علایم برگ‌گی<sup>۱</sup> و نیز سطح زیر منحنی پیشرفت بیماری<sup>۲</sup> که براساس علایم برگ‌گی محاسبه می‌شود، تحت تاثیر عوامل اقلیمی قرار می‌گیرند بنابراین در مناطق یا سال‌های مختلف تکرارپذیر نمی‌باشند (منجستو و همکاران، ۲۰۰۷).

1- Foliar Symptom (FS)

2- Area Under Disease Progress Curve (AUDPC)



نکته مهم در مورد دو روش ارزیابی شدت بیماری، میزان همبستگی آن‌ها با وقوع بیماری اندازه‌گیری شده بر روی ریشه (Ir) است (جدول ۲). بالاترین میزان همبستگی با Ir، مربوط به شاخص SSR است ( $P < 0/01$ ,  $\rho_c = 0/71$ )، در حالی که شاخص PHSD (اندازه‌گیری شدت بیماری روی ساقه)، نه تنها میزان آلودگی واقعی مزرعه را نشان نمی‌دهد بلکه همبستگی معنی‌داری با Ir نیز ندارد. بنابراین برای اندازه‌گیری شدت واقعی و دقیق بیماری در مزرعه، استفاده از درصد ارتفاع آلودگی ساقه مناسب نمی‌باشد. نتیجه مطالعات منجیستو و همکاران (۲۰۰۷) نیز نشان داده است که از بین چهار شاخص بیماری مورد بررسی (شامل RSS، PHSD، FS و AUDPC)، شاخص RSS دارای همبستگی بالاتر و ثابتی با CFU طی دو سال بوده است ( $P < 0/001$ ,  $r = 0/79$  و  $r = 0/71$ ). همچنین همبستگی مثبت و معنی‌داری بین شدت آلودگی ریشه و وقوع بیماری روی ساقه وجود دارد ( $P < 0/01$ ,  $\rho_c = 0/41$ )، که نشان می‌دهد با افزایش شدت آلودگی ریشه‌ها، امکان آلوده شدن ساقه‌ها افزایش می‌یابد. اما همبستگی معنی‌داری بین شدت آلودگی ریشه و ساقه یافت نشد. زیرا چنان‌که گفته شد، شدت بیماری روی ساقه به شدت تحت تاثیر شرایط محیطی قرار دارد (منجیستو و همکاران، ۲۰۰۷: اسمیت و کارویل، ۱۹۹۷).

جدول ۲- ضرایب همبستگی هم‌هنگی ( $\rho_c$ ) برای دو روش ارزیابی شدت و وقوع بیماری پوسیدگی ذغالی سویا در ۶۰ کادر جمع‌آوری شده از ۶۰ مزرعه.

متغیرها	Ir	Sr	Is
Sr	0/713** (0/0131)		
Is	0/223* (0/0156)	0/411** (0/0216)	
Ss	0/032 <sup>ns</sup> (0/0029)	0/06 <sup>ns</sup> (0/0006)	0/238* (0/0083)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار را نشان می‌دهند.

Ir: وقوع بیماری بر اساس شمارش ریشه‌ها

Sr: شدت بیماری روی ریشه (شاخص RSS)

Is: وقوع بیماری بر اساس شمارش ساقه‌ها

Ss: شدت بیماری روی ساقه (شاخص PHSD)

\* و \*\* همبستگی معنی‌دار در سطح احتمال 0/05 و 0/01.

<sup>ns</sup> معنی‌دار نیست

اساس اندازه‌گیری شدت بیماری با استفاده از شاخص RSS همانند CFU، نمره‌دهی به میزان میکرواسکلرت‌های موجود در بافت می‌باشد، اما اندازه‌گیری آن سریع‌تر و کم‌هزینه‌تر است. بنابراین زمانی که نیاز به ارزیابی تعداد زیادی نمونه بیمار باشد، استفاده از این شاخص مفید به نظر می‌رسد. از این شاخص به‌طور موفقیت‌آمیزی برای غربال‌گری ژنوتیپ‌های مقاوم سویا به بیماری پوسیدگی ذغالی استفاده شده است (پاریس و همکاران، ۲۰۰۶؛ منجیستو و همکاران، ۲۰۰۷). بنابراین برای مدل‌سازی رابطه وقوع-شدت از شدت بیماری اندازه‌گیری شده با شاخص RSS استفاده گردید. نتایج بررسی رابطه آماری بین مقادیر وقوع و شدت بیماری پوسیدگی ذغالی سویا در استان گلستان به‌وسیله آنالیز رگرسیون خطی و با استفاده از مدل‌های یاد شده نشان داده شد که از بین پنج مدل مورد استفاده، مدل ریشه‌مربع با داشتن ضریب تبیین تصحیح شده بالاتر ( $R_a^2 = 0/83$ ) و میانگین مربعات خطای قابل قبول ( $MSE = 0/0125$ ) دارای بهترین برازش با مجموع داده‌ها می‌باشد و پس از آن مدل ساده و بدون تبدیل خطی (با  $R_a^2 = 0/701$  و  $MSE = 0/0115$ ) برازش خوبی با داده‌ها نشان می‌دهد (شکل ۲)، (جدول ۳).

جدول ۳- مدل‌های رگرسیونی برازش داده‌شده با داده‌ها برای توصیف کمی رابطه بین شدت و وقوع بیماری پوسیدگی ذغالی سویا برای مجموع داده‌ها در ۶۰ مزرعه مورد مطالعه ( $N=60$ ).

مدل	معادله رگرسیون ۱	ضریب تبیین <sup>۲</sup>	میانگین مربعات خطا <sup>۲</sup>	نمودار مانده‌ها <sup>۳</sup>	ضریب تبیین <sup>۴</sup>	میانگین مربعات خطا <sup>۴</sup>
(۱)	$S = 0/003161 + 0/072121 * I$	۰/۶۹۹	۰/۰۱۱۵	تصادفی	۰/۷۰۱	۰/۰۱۱۵
(۲)	$\text{sqrt}(S) = -0/000484 + 0/723913 * \text{sqrt}(I)$	۰/۸۲۹	۰/۰۱۲۵	تصادفی	۰/۷۲۳	۰/۰۱۰۹
(۳)	$\ln(S) = -0/162273 + 1/01811 * \ln(I)$	۰/۶۲۶	۰/۳۸۸۴	تصادفی	۰/۵۶۵	۰/۰۱۸۲
(۴)	$\text{CLL}(S) = -0/914636 + 0/895459 * \text{CLL}(I)$	۰/۵۷۵	۰/۵۳۱۹	تصادفی	۰/۴۷۳	۰/۰۱۸۳
(۵)	$S = 0/027785 + 0/291124 * \ln(1-I)$	۰/۶۱۲	۰/۰۱۲۱	غیر تصادفی	۰/۶۲۴	۰/۰۱۱۶

<sup>۱</sup> شدت (S) و وقوع (I) بیماری به‌صورت نسبت بیان شده‌اند.

<sup>۲</sup> ضریب تبیین تصحیح شده براساس درجه آزادی ( $R_a^2$ ) و میانگین مربعات خطا (MSE) مربوط به مدل رگرسیونی می‌باشند.

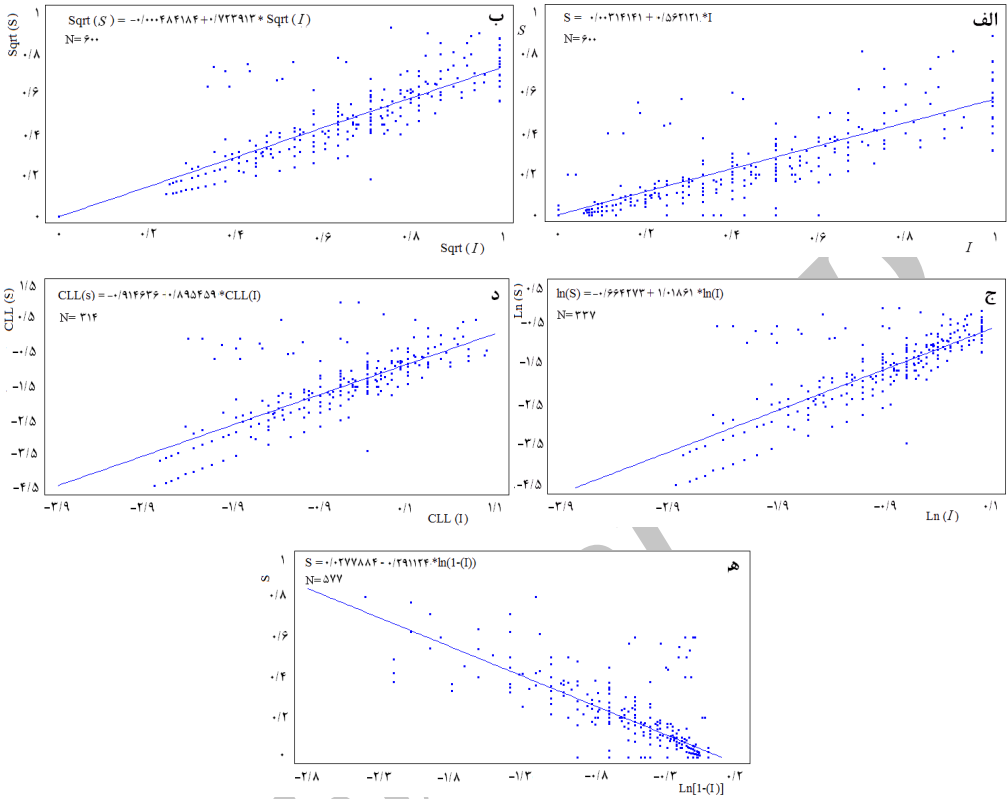
<sup>۳</sup> الگوی پلات باقی مانده‌های استاندارد در برابر مقادیر مشاهده شده شیوع بیماری ترسیم و بررسی شده است.

<sup>۴</sup> ضریب تبیین ( $R^2$ ) و میانگین مربعات خطا (MSE) رگرسیون خطی بین شدت بیماری پیش‌بینی شده (تبدیل برگشتی شده) و شدت بیماری مشاهده شده.

تصمیم‌گیری در مورد نیکویی برآزش مدل‌ها براساس مقدار ضریب تبیین به نوع مطالعه و اهداف آن بستگی دارد. در شرایط کنترل شده آزمایشگاهی، ضریب تبیین خوب، بین ۰/۹۵ تا ۰/۹۹ در نظر گرفته می‌شود، ولی در مورد آزمایشات مزرعه‌ای، ضرایب تبیین بالاتر از ۰/۶ قابل قبول می‌باشند. اما مقایسه ضرایب تبیین به‌تنهایی کافی نمی‌باشد زیرا ممکن است یک مدل با ضریب تبیین بالا، برآوردی بیش‌تر یا کم‌تر از حد واقعی داشته باشد. با بررسی تصادفی بودن نمودار باقی‌مانده‌های استاندارد در برابر مقادیر مشاهده شده متغیر مستقل، می‌توان مناسب بودن مدل را ارزیابی نمود (کمبل و مدن، ۱۹۹۰).

بررسی الگوی باقی‌مانده‌ها در مدل‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد که به غیر از مدل نمایی محدود، در سایر مدل‌ها الگوی معینی در باقی‌مانده‌ها مشاهده نشده و باقی‌مانده‌ها توزیع تصادفی دارند. نتایج رگرسیون خطی تبدیل برگشتی شده با داده‌های مشاهده شده نیز نشان داد که در مجموع ۶۰ مزرعه مورد بررسی، مدل ریشه مربع (با  $R^{2*} = ۰/۷۲۳$  و  $MSE = ۰/۰۱۰۹$ ) بهترین برآزش آماری را با مجموع داده‌ها دارا می‌باشد (جدول ۳).

نتایج آنالیز رگرسیون خطی با استفاده از مدل‌های مذکور برای چهار شهرستان استان، بر اساس مقایسه ضریب تبیین تصحیح شده و میانگین مربعات خطا نشان می‌دهد که در همه شهرستان‌ها، مدل ریشه‌مربع بهترین برآزش را با داده‌ها فراهم می‌کند. چنان‌چه در شکل ۳ مشاهده می‌شود از نظر پارامتر شیب خط رگرسیون، اختلاف معنی‌داری بین شهرستان‌ها مشاهده نگردید. همچنین مقدار عرض از مبدا چهار مدل، ناچیز و در همه موارد نزدیک به صفر است (جدول ۴). بنابراین رابطه بین وقوع-شدت در این مناطق روند مشابهی دارد که نشان می‌دهد عوامل پیچیده موثر بر میزان شدت و وقوع بیماری در مزارع مختلف، بر رابطه وقوع-شدت بیماری تأثیری ندارند. بنابراین در غالب مناطق استان گلستان، هر یک درصد افزایش در میزان وقوع، تقریباً معادل ۰/۵۲ درصد افزایش در شدت بیماری بوده است. همچنین چانگ و جگر (۱۹۸۷) با بررسی رابطه وقوع-شدت در پاتوسیستم سیگاتوکای موز نشان دادند که اگرچه اختلاف معنی‌داری بین مقدار شدت و وقوع بیماری در مناطق مختلف وجود دارد، اما شرایط اقلیمی تأثیر چندانی بر رابطه وقوع-شدت نداشته است. مطالعات کاردوسو و همکاران (۲۰۰۴) روی بیماری گموز بادام زمینی در مناطق مختلف، نیز دلیل بر همین موضوع است.



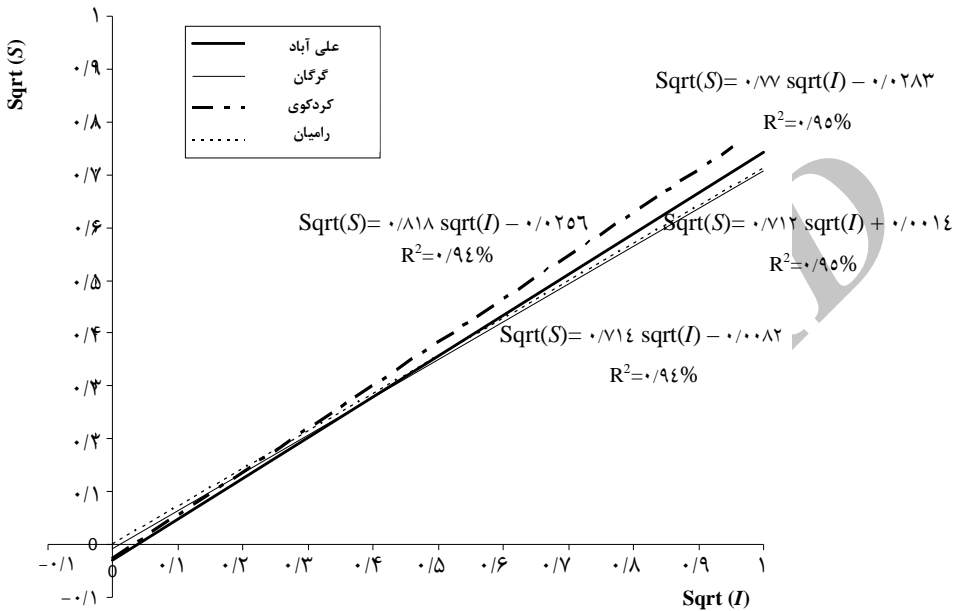
شکل ۲- مقایسه پنج مدل برای توصیف رابطه کمی بین شدت و وقوع بیماری پوسیدگی ذغالی سویا در ۶۰ مزرعه در استان گلستان. الف) مدل خطی، ب) مدل ریشه مربع، ج) مدل آلومتری، د) مدل مکمل لگاریتم-لگاریتم و ه) مدل نمایی محدود.

جدول ۴- آماره‌های مختلف مدل ریشه‌مربع برای توصیف کمی رابطه شدت و وقوع در چهار شهرستان استان گلستان.

شهرستان	تعداد داده	ضریب تبیین <sup>۱</sup>	میانگین مربعات خطا <sup>۱</sup>	شیب <sup>۱</sup>	عرض از مبدا <sup>۱</sup>	ضریب تبیین <sup>۲</sup>	میانگین مربعات خطا <sup>۲</sup>
گرگان	۱۸۰	۰/۹۳۹	۰/۰۰۴۲	۰/۷۱۴	-۰/۰۰۸۲	۰/۸۸۷	۰/۰۰۴۲
علی‌آباد	۹۰	۰/۹۵۳	۰/۰۰۳۴	۰/۷۷۰	-۰/۰۲۸۳	۰/۹۲۳	۰/۰۰۳۱
کردکوی	۶۰	۰/۹۳۷	۰/۰۰۴۹	۰/۸۱۸	-۰/۰۲۵۶	۰/۸۶۳	۰/۰۰۶۶
رامیان	۶۰	۰/۹۴۵	۰/۰۰۳۷	۰/۷۱۲	۰/۰۰۱۴	۰/۸۳۷	۰/۰۰۴۱

<sup>۱</sup> آماره‌ها مربوط به مدل ریشه‌مربع می‌باشند.

<sup>۲</sup> مربوط به رگرسیون خطی بین شدت بیماری پیش‌بینی شده (تبدیل برگشتی شده) و شدت بیماری مشاهده شده.



شکل ۳- مقایسه شیب خط رگرسیون با تبدیل ریشه مربع رابطه بین شدت و وقوع بیماری پوسیدگی ذغالی سویا در شهرستان‌های مختلف.

طبیعت پیچیده سیستم ریشه‌ای و بیماری‌های ریشه‌ای، ارزیابی این گروه از بیماری‌های گیاهی را با دشواری روبرو ساخته است. تعیین میزان شدت بیماری دشوار و زمان‌بر است و این مساله در مورد بیماری‌هایی که سیستم ریشه را درگیر می‌کنند اهمیت بیشتری می‌یابد. چنانچه رابطه کمی بین دو پارامتر وقوع و شدت بیماری برقرار باشد، می‌توان از اندازه‌گیری آسان و سریع‌تر وقوع بیماری، به جای اندازه‌گیری شدت بیماری استفاده کرد. اما تاکنون رابطه وقوع-شدت در مورد بیماری‌های ریشه‌ای چندان مورد بررسی قرار نگرفته است. در این مطالعه دو روش ارزیابی شدت بیماری مورد مقایسه قرار گرفته و رابطه کمی بین شدت و وقوع بیماری پوسیدگی ذغالی سویا در استان گلستان تعیین گردید.

در تجزیه و تحلیل‌های آماری، استفاده از تبدیل‌های ریاضی روی داده‌های آزمایشی به منظور اطمینان از خطی بودن مدل‌ها و در نتیجه نرمال بودن توزیع خطای آزمایشی و کاهش واریانس داده‌ها

امری متداول است. در این پژوهش رابطه کمی بین وقوع و شدت بیماری با استفاده از مدل خطی و اعمال چهار تبدیل مختلف بر روی داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت. براساس ارزیابی‌های آماری و مقایسه مدل‌های مورد استفاده، مشخص شد که تبدیل ریشه‌مربع برای هر دو متغیر بهترین برازش را برای داده‌ها فراهم می‌کند. از این تبدیل برای توصیف رابطه خطی بین میزان شدت و وقوع بیماری در پاتوسیستم‌های دیگر مانند لکه برگی آلترناریایی سیب (فیلاذیک و ساتون، ۱۹۹۲) و زنگ معمولی ذرت شیرین (پاتاکی و هیدریک، ۱۹۸۸) استفاده شده است.

یکی دیگر از اهداف بررسی روابط وقوع-شدت، مطالعه تاثیر عوامل مختلف بر این رابطه، طی زمان است. تغییرات شیب رابطه وقوع-شدت بیماری‌های برگری در پاسخ به نوع رقم (پاتاکی و هیدریک، ۱۹۸۸)، زمان نمونه‌برداری (سیم و گیل پاتریک، ۱۹۸۰) و مناطق مختلف اقلیمی (چانگ و جگر، ۱۹۸۷) مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه شدت و وقوع بیماری همانند اغلب بیماری‌های ریشه‌ای در یک زمان خاص از فصل رویش (مرحله رویشی R7، پیش از برداشت) صورت گرفته است. برای تعیین عوامل موثر بر این رابطه، تحقیقات بیش‌تری مورد نیاز است.

### نتیجه‌گیری

نتیجه بررسی بیش از ۵۷۰۰ بوته سویا نشان داد برای تعیین میزان دقیق بیماری در مزرعه، شمارش بوته‌های دارای آلودگی ظاهری در ساقه به تنهایی کافی نمی‌باشد و لازم است بوته‌ها از خاک خارج شده و ریشه‌ها نیز مورد بررسی دقیق قرار گیرند. این مساله به‌خصوص در ارزیابی مقاومت ژنوتیپ‌ها که نیاز به دقت بالا در ارزیابی بیماری دارد دارای اهمیت است. بررسی رابطه ریاضی وقوع-شدت بیماری اغلب در مورد بیماری‌های برگری صورت گرفته است و بیماری‌های ریشه‌ای چندان مورد توجه قرار نگرفته‌اند. این رابطه برای بیماری پوسیدگی ذغالی سویا تاکنون بررسی نشده است. نتایج مطالعه حاضر در مورد این بیماری نشان داد که رابطه بین وقوع و شدت، در این بیماری ریشه‌ای همانند بسیاری از بیماری‌های برگری برقرار است. براساس این بررسی، معادله با تبدیل ریشه دوم برای هر دو متغیر، بهترین مدل برای توصیف رابطه وقوع-شدت بیماری پوسیدگی ذغالی در استان گلستان می‌باشد. البته این مدل به‌طورکامل تجربی بوده و پارامترهای آن ( $a$  و  $b$ ) تفسیر بیولوژیکی ندارند. بنابراین نمی‌توان این پارامترها را به مکانیسم‌های بیولوژیکی حاکم بر روابط وقوع-شدت بیماری تعمیم داد. اما از آن‌جا که بهترین برازش را با مجموع داده‌های مربوط به استان گلستان فراهم آورده

است، به‌عنوان مدل منتخب معرفی می‌گردد. مدل ارائه شده ابزار مناسبی برای محاسبه شدت بیماری با استفاده از داده‌های وقوع بیماری است. مطالعه صورت گرفته اجمالی بوده و با هدف ارائه دید کلی در خصوص وضعیت رابطه وقوع-شدت بیماری پوسیدگی ذغالی سویا در استان گلستان به‌عنوان قطب کشت سویای کشور صورت گرفته است و مقدمه‌ای برای ادامه این نوع مطالعات برای این بیماری و سایر بیماری‌های سیستم ریشه‌ای می‌باشد. مطالعات گسترده‌تری در مورد رابطه وقوع-شدت این بیماری، در استان گلستان و سایر مناطق کشت سویای کشور و بررسی عوامل موثر بر این رابطه طی زمان (نوع رقم، زمان نمونه‌برداری و عوامل اقلیمی و ...) توصیه می‌شود.

### سپاسگزاری

بدین وسیله از زحمات خانم مهندس تربتی و آقای مهندس کلاسنگیانی کارکنان محترم بخش گیاهپزشکی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی گلستان به‌دلیل همکاری در مراحل نمونه‌برداری قدردانی می‌نمایم.

### منابع

1. Aghajani, M. A., Safaie, N., and Alizadeh, A. A. 2008a. Easy and accurate assessment of sclerotinia stems rot of canola. J. Agric Sci Natur Resou. 15: 217-225. (In Persian).
2. Aghajani, M. A., Taliei, F., Torbati, L., Kolasangiani, M. A., and Marjani, M., R. 2008b. Apparent and actual amount of soybean charcoal rot in Gorgan. P191, In: Proceeding of 18th Iranian Plant Protection Congress. Hamedan. Iran. (In Persian).
3. Babu, B.K., Saxena, A.K., Srivastava, A.K., and Arora, D.K. 2007. Identification and detection of *Macrophomina phaseolina* by using specific-species oligonucleotide primers and prob. Mycologia. 99: 797-803.
4. Bowen, C. R., and Schapaugh, Jr. W. T. 1989. Relationship among charcoal rot infection, yield, and stability estimates in soybean blends. Crop Sci 29:42-46.
5. Campbell, C. L. and Madden, L. V. 1990. Introduction to Plant Disease Epidemiology. John Wiley & Sons., New York, 532p.
6. Cardoso, J.E., Santos, A.A., Rossetti, A.G., and Vidal, J.C. 2004. Relationship between incidence and severity of cashew gummosis in semiarid north-eastern Brazil. Plant Pathol. 53: 363-367.
7. Chuang, T. Y., and Jeger, M. J. 1987. Relationship between incidence and severity of banana leaf spot in Taiwan. Phytopathol. 77: 1537-1541.

8. Copes, W. E., and Stevenson, K. L. 2008. A pictorial disease severity key and the relationship between severity and incidence for black root rot of pansy caused by *Thielaviopsis basicola*. Plant Dis. 92:1394-1399.
9. Filajdic, N., and Sutton, T. B. 1992. Chemical control of *Alternaria* blotch of apples caused by *Alternaria mali*. Plant Dis. 76:1216-1320.
10. Ghaffer, A., Zentmyer, G. A., and Erwin D. C. 1969. Effect of organic amendments on severity of *Macrophomina phaseolina* root rot of cotton. Phytopathol. 59:1267-1269.
11. Lin, L. I. 1989. A concordance correlation coefficient to evaluate reproducibility. Biometrics. 45: 225-268.
12. Lin, L. I. 2000. A note on the concordance correlation coefficient. Biometrics. 56:324-325.
13. Lin, L. I. 2003. Measuring Agreement. In: Encyclopedia of Biopharmaceutical Statistics, Chow, S. eds., Philadelphia: Informa Healthcare, pp. 561-567.
14. McRoberts, N., Hughes, G., and Madden, L. V. 2003. The theoretical basis and practical application of relationships between different disease intensity measurements in plants. Ann Appl Biol. 142:191-211.
15. Mengistu, A., and Paris, R. L. 2003. Comparison of disease assessments of soybean genotypes in the presence of charcoal rot. Phytopathol.93:S61.
16. Mengistu, A., Ray, J. D., Smith, J. R., and Paris, R. L. 2007. Charcoal rot disease assessment of soybean genotypes using a colony forming unit index. Crop Sci. 47: 2453-2461.
17. Paris, R. L., Mengistu, A., Tyler, J. M., and Smith, J. R. 2006. Registration of soybean germplasm line DT97-4290 with moderate resistance to charcoal rot. Crop Sci. 46:2324-2325.
18. Paul, P. A., Lipps, P. E., and Madden, L. V. 2005. Relationship between visual estimates of *Fusarium* head blight intensity and deoxynivalenole accumulation in harvested wheat grain: a meta-analysis. Phytopathol. 95:1225-1236.
19. Paris, R. L., Mengistu, A., Tyler, J. M., and Smith, J. R. 2006. Registration of soybean germplasm line DT97-4290 with moderate resistance to charcoal rot. Crop Sci. 46:2324-2325.
20. Pataky, J. K., and Headrick, J. M. 1988. Relationships between common rust incidence and severity on a susceptible and a partially resistant sweet corn hybrid. Phytopathol. 78:1155-1160.
21. Rayat panah, S., and Alavi, S.V. 2002. Study on soybean charcoal rot Disease in Mazandaran. Jo of Agric Sci Nat Resou. 13:107-114. (In Persian)
22. Rayat panah, S., Foroutan, A., and Oladi, M. 1993. Study of charcoal rot (*Macrophomina phaseolina*) in Mazandaran and reasons for its epidemic. P116, In: Proceeding of 11<sup>th</sup> Iranian Plant Protection Congress. Rasht. Iran. (In Persian)



23. Rayat panah, S., Foroutan, A., and Oladi, M. 2002. Evaluation of soybean cultivars to charcoal rot caused by *Macrophomina phaseolina* in Mazandaran. P101, In: Proceeding of 15<sup>th</sup> Iranian Plant Protection Congress. Isfahan. Iran. (In Persian)
24. Seem, R. C. 1984. Disease incidence and severity relationships. *Ann Rev Phytopathol.* 22:133-150.
25. Seem, R. C., and Gilpatrick, J. D. 1980. Incidence and severity relationships of secondary infections of powdery mildew on apple. *Phytopathol* 70:851-854.
26. Siddiqui, Z. A., and Mahmood, I. 1993. Biological control of *Meloidogyne incognita* race 3 and *Macrophomina phaseolina* by *Paecilomyces lilacinus* and *Bacillus subtilis* alone and in combination in chickpea. *Fundamental Appl Nematol.* 16:215–218.
27. Silva-Acuña, R., Maffia, L. A., Zambolim, L., and Berger, R. D. 1999. Incidence-severity relationships in the pathosystem *Coffea arabica*–*Hemileia vastatrix*. *Plant Dis.* 83:186-188.
28. Smith, G. S., and Carvil, O. N. 1997. Field screening of commercial and experimental soybean cultivars for their reaction to *Macrophomina phaseolina*. *Plant Dis.* 81:363–368.
29. Smith, G. S., and Wyllie, T. D. 1999. Charcoal rot. p. 29–31. In G.L. Hartman, J.B. Sinclair, and J.C. Rupe (ed.) *Compendium of soybean disease*. 4th ed. American Phytopathological Society, St. Paul, MN.
30. Taliei, F., Safaie, N., Aghajani, M. A., and Montazerian, A. 2010. Charcoal Rot infection situation of soybean in Golestan province. P309, In: Proceeding of 3rd International seminar on oilseed and edible oils. Tehran. Iran. (In Persian)
31. Wrather, J., and Koenning, S. 2006. Estimates of disease effects on soybean yields in the United States 2003 to 2005. *J. Nematol.* 38: 173-180.
32. Wrather, J. A., Stienstra, W. C., and Koenning, S. R. 2001. Soybean disease loss estimates for the United States from 1996 to 1998. *Can J. Plant Pathol.* 23: 122-131.
33. Wrather, J.A., Kedig, S.R., and Tyler, D.D. 1998. Tillage effects on *Macrophomina phaseolina* population density and soybean yields. *Plant Dis.* 82: 247-250.
34. Wyllie, T.D. 1988. Charcoal rot of soybean: Current status. P 106–113, In: T. D. Wyllie and D.H. Scott (ed.) *Soybean diseases of the North Central region*. American Phytopathological Society, St. Paul, MN.



## Relationship between Disease Incidence and Severity of Soybean Charcoal Rot in Golestan Province

F. Taliei<sup>1</sup>, \*N. Safaie<sup>2</sup> and M.A. Aghajani<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Dept. of Plant Pathology, College of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran

<sup>2</sup>Associate Prof., Dept. of Plant Pathology, College of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, <sup>3</sup>Assistant Research Prof., Agriculture and Natural Resources Research Center of Golestan

### Abstract

Charcoal rot, caused by *Macrophomina phaseolina*, is one of the most important diseases of soybean [*Glycine max* (L.) Merr.] throughout the world, including Iran. Host resistance may be the only feasible method to manage this disease, but soybean genotypes with high levels of resistance have not been identified because of the lack of reliable disease assessment methods. Two disease assessment methods were compared and the I-S relationship of soybean charcoal rot was studied in Golestan province. Comparison between percent height of stem discoloration (PHSD) at R7 and root and stem severity (RSS) indicated that PHSD couldn't represent the actual disease intensity in the fields. But RSS had higher correlation with root incidence ( $r = 0.84$ ). In order to quantify the relationship between disease incidence and severity, statistical analyses were performed based on comparison of model statistics. Result showed that square root transformation achieved the best linear adjustment to combined data of incidence and severity as determined by  $R_a^2 = 0.83$ ,  $MSe = 0.0125$ , random pattern in residual plot and  $R^{2*} = 0.72$ . Data analysis of Gorgan, Aliabad, Kordkoy and Ramian was also confirmed the appropriateness of square root transformation. Thus the assessed incidence could be used to estimate charcoal rot severity based on the model.

**Keywords:** Soybean charcoal rot and Disease Incidence-Severity relationship.

---

\*Corresponding author; Email: [nsafaie@modares.ac.ir](mailto:nsafaie@modares.ac.ir)