

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE AGRONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM FITOTECNIA

MODELAGEM DA RELAÇÃO ENTRE A SEVERIDADE DA FERRUGEM-ASIÁTICA
E A PRODUTIVIDADE DA SOJA POR META-ANÁLISE

Felipe Dalla Lana da Silva
Engenheiro Agrônomo/UFSM

Dissertação apresentada como um dos requisitos
à obtenção do Grau de Mestre em Fitotecnia
Ênfase Fitopatologia

Porto Alegre (RS), Brasil
Dezembro de 2013

CIP - Catalogação na Publicação

Dalla Lana da Silva, Felipe
MODELAGEM DA RELAÇÃO ENTRE A SEVERIDADE DA
FERRUGEM-ASIÁTICA E A PRODUTIVIDADE DA SOJA POR META-
ANÁLISE / Felipe Dalla Lana da Silva. -- 2013.
91 f.

Orientador: Emerson Medeiros Del Ponte.
Coorientadora: Patricia Klarmann Ziegelmann.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Agronomia, Programa
de Pós-Graduação em Fitotecnia, Porto Alegre, BR-RS,
2013.

1. Fitopatologia. 2. Epidemiologia quantitativa.
3. Modelos meta-analíticos. 4. Ferrugem-asiática da
soja. 5. *Phakopsora pachyrhizi*. I. Medeiros Del
Ponte, Emerson, orient. II. Klarmann Ziegelmann,
Patricia, coorient. III. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da UFRGS com os
dados fornecidos pelo(a) autor(a).

FELIPE DALLA LANA DA SILVA
Engenheiro Agrônomo - UFSM

DISSERTAÇÃO

Submetida como parte dos requisitos
para obtenção do Grau de

MESTRE EM FITOTECNIA

Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia
Faculdade de Agronomia
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Porto Alegre (RS), Brasil

Aprovado em: 19.12.2013
Pela Banca Examinadora

Homologado em: 14.07.2014
Por

EMERSON MEDEIROS DEL PONTE
Orientador - PPG Fitotecnia

GILMAR ARDUINO BETTIO MARODIN
Coordenador do Programa de
Pós-Graduação em Fitotecnia

PATRÍCIA KLARMANN ZIEGELMANN
Coorientadora - Departamento de
Estatística/UFRGS

RICARDO SILVEIRO BALARDIN
UFSM/Universidade Federal de
Santa Maria

MARCELO GIOVANETTI CANTERI
UEL/Universidade Estadual de
Londrina

ADALBERTO CORRÊA CAFÉ FILHO
UnB/Universidade de Brasília

PEDRO ALBERTO SELBACH
Diretor da Faculdade de
Agronomia

Aos meus pais, *João e Isabel*, com todo amor e carinho dedico este trabalho, pelo exemplo e afeto que me deram em toda vida.
A minha noiva, *Francine*, pelo amor e incentivo incondicional.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Prof. Emerson M. Del Ponte, pela amizade e atenção durante todos esses anos que faço parte de sua equipe, acreditando no meu potencial e me incentivando sempre.

À minha co-orientadora, Prof^a. Patrícia K. Ziegelmann, pelos importantes ensinamentos de estatística e auxílio nas análises.

Às Dr^a Aline de H. N. Maia, da Embrapa Meio Ambiente, e Dr^a Claudia V. Godoy, da Embrapa Soja, pela colaboração na pesquisa e auxílios nas análises de dados e interpretação dos resultados.

Aos colegas do Laboratório, pela amizade, convivência e eventuais auxílios na condução deste trabalho. Em especial à turma de pós-graduandos que me acompanham desde o tempo de estagiário, Larissa B. Gomes, Camila P. Nicolli, Leilane S. D`ávila, Pierri Spolti, Paulo R. Kuhnem Jr. e Aícha D. Ribas.

Ao Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia da UFRGS que possibilitou a realização desta importante etapa da minha formação profissional e ao CNPq, pela concessão da bolsa e suporte financeiro.

Por fim, agradeço aos meus pais João e Maria Isabel, pelo apoio incondicional, estímulo e paciência durante cada minuto da minha vida. Ao seu Breno e à Dona Cristina, por serem minha segunda família a quase cinco anos. E a minha noiva, quase esposa, Francine, pela ajuda, compreensão, cumplicidade e por ser essa pessoa maravilhosa que compartilha todos os meus planos. Amo vocês!

MODELAGEM DA RELAÇÃO ENTRE A SEVERIDADE DA FERRUGEM-ASIÁTICA E A PRODUTIVIDADE DA SOJA POR META-ANÁLISE ¹

Autor: Felipe Dalla Lana da Silva
Orientador: Emerson Medeiros Del Ponte
Co-orientadora: Patricia Klarmann Ziegelmann

RESUMO

A ferrugem-asiática, causada por *Phakopsora pachyrhizi*, é uma das mais devastadoras e economicamente importantes doenças da soja no Brasil e no mundo. Ensaios cooperativos vem sendo conduzidos pelo Consórcio Antiferrugem visando a avaliação comparativa da eficiência de fungicidas. Os dados obtidos nesses ensaios, em nove anos de experimentação, foram utilizados em uma meta-análise da relação entre a severidade da doença determinada no estágio R6 (SEV, %) e a produtividade (PROD, kg/ha) da soja. Modelos meta-analíticos sumarizaram quantitativamente três medidas de efeito (ME): o Z de Fisher (obtido pela transformação do coeficiente de correlação de Pearson), e os dois coeficientes das regressões lineares (β_0 e β_1) da relação SEV-PROD. Inicialmente, um modelo de efeito aleatório (MEA) foi ajustado aos dados de 225 ensaios. Devido a rejeição da hipótese de homogeneidade entre os estudos pelo teste Q de Cohan e alto valor da estatística I², modelos meta-analíticos de efeitos mistos foram ajustados (MEM) com as seguintes moderadoras categóricas: classes de severidade na testemunha (SEV_{test}), momento de início das epidemias (EPID) e safras (SAF). Os coeficiente de correlação médio global estimado (\bar{r}) (transformação reversa do \bar{Z}) foi de -0.60 (IC95% -0,63; -0,57) e a relação foi mais forte e negativamente associada em ensaios sobre alta pressão de doença ($\bar{r} = -0,71$) comparados com os de baixa pressão ($\bar{r} = -0,42$). O angular médio estimado ($\bar{\beta}_1$) foi de -17,5 kg/ha/% (IC95% -18,7; -16,2) na produtividade média estimada ($\bar{\beta}_0$) de 2958 kg/ha. O dano potencial relativo calculado foi de -0,58%/%, o qual decresce para -0,71%/%, quando a doença inicia antes de R1, comparado quando a doença inicia após R1 (-0,50%/%), sugerindo maior impacto na produtividade. Para os ensaios com alta e moderada (>40% SEV) de severidade na testemunha, o dano potencial relativo foi similar, mas mais negativo para os ensaios com baixa pressão de doença (<40% SEV). Os modelos meta-analíticos sumarizaram e identificaram fatores que afetam a relação entre a severidade de ferrugem-asiática em R6 e a produtividade de soja e a estimaram os coeficientes que podem ser úteis na elaboração de cenários de risco.

¹ Dissertação de Mestrado em Fitotecnia, Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brasil (91p.) Dezembro, 2013.

MODELS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN SOYBEAN RUST SEVERITY AND CROP YIELD BY META-ANALYTICAL ²

Author: Felipe Dalla Lana da Silva
Advisor: Emerson Medeiros Del Ponte
Co-Advisor: Patricia Klarmann Ziegelmann

ABSTRACT

Soybean rust, caused by *Phakopsora pachyrhizi*, is one of the most damaging and economically important diseases of soybean in Brazil and worldwide. Cooperative trials have been conducted by members of the Consorcio Antiferrugem aiming at evaluating the efficacy of fungicides. Data generated in these network of trials, covering nine years of experimentation, were used in a meta-analysis of the relationship between rust severity at R6 phenological stage (SEV, %) and soybean yield (YLD, kg/ha). Meta-analytical models summarized three effect-sizes (ES): the Fisher's Z (from transforming the Pearson's correlation coefficient), and the two coefficients of linear regression models (β_0 e β_1) fitted for the SEV-YLD relationship. An overall effect was estimated by a random-effects model (REM) fitted to data of 225 trials. When homogeneity across studies was rejected by the Cochran's Q-test and high value of I^2 , mixed-effects models (MEM) were fitted to the data and tested the effect of the following study-specific categorical moderator variables: severity class in the check treatment, timing of disease onset and growing seasons. The overall estimate of \bar{r} (back-transformation of Fisher's \bar{Z}) was -0.60 (CI95% -0,63; -0,57) and the relationship was stronger and more negatively associated in trials under high disease pressure ($\bar{r} = -0,71$) compared to lower disease pressure ($\bar{r} = -0,42$). Estimate of $\bar{\beta}_1$ by a REM was -17,5 kg/ha/% (CI95% -18,7; -16,2) for an overall $\bar{\beta}_0$ of 2958 kg/ha. The overall estimate of the mean relative yield reduction was -0,58%/%, which decreased to -0.71%/ when disease onset was prior to R1 stage compared to after R1 (-0.50%/), suggesting a higher impact on yield. For trials with high and moderate (>40% SEV) disease pressure, relative yield reduction was similar to the overall mean, but more negative for trials with lower disease pressure (<40% SEV). The meta-analytical models summarized and identified factors affecting the relationship between rust severity at R6 and soybean yield and the estimated coefficients can be useful scenario-based risk assessments.

² Master of Science dissertation in Agronomy, Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brazil. (91p.) December, 2013.

SUMÁRIO

	Página
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	4
2.1 Importância da cultura da soja	4
2.2 Ferrugem asiática da soja	5
2.2.1 Importância econômica	5
2.2.2 Etiologia e Sintomatologia.....	6
2.2.3 Distribuição geográfica.....	8
2.2.4 Ciclo da doença	9
2.2.4.1 Sobrevivência e disseminação	9
2.2.4.2 Infecção, colonização e reprodução	10
2.2.5 Epidemiologia	12
2.2.5.1 Condições favoráveis e progresso das epidemias.....	12
2.2.5.2 Danos ocasionados pela ferrugem-asiática	14
2.2.6 Controle da ferrugem-asiática da soja.....	16
2.2.6.1 Métodos culturais	16
2.2.6.2 Resistência genética	18
2.2.6.3 Controle químico	19
2.3 Revisão sistemática e meta-análise	23
2.3.1 Conceitos e definições	23
2.3.2 Etapas de uma meta-análise.....	24
2.3.2.1 Critérios de seleção dos estudos.....	24
2.3.2.2 Métricas de medidas de efeito.....	25
2.3.2.3 Modelos meta-analíticos para estimativa da medida de efeito global	27
2.3.2.4 Análise de heterogeneidade	29
2.3.3 A meta-análise na fitopatologia	31
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	35
3.1 Descrição dos ensaios	35
3.1.1 Metodologia de condução dos ensaios	37
3.2 Análises da relação severidade-productividade	39
3.2.1 Associação severidade da ferrugem-asiática e produtividade da soja	41
3.2.2 Análise da relação entre a severidade da ferrugem-asiática e a produtividade da soja	42
3.3 Modelos meta-analíticos para a sumarização das medidas de efeito	43
3.3.1 Modelo de efeitos aleatórios	44
3.3.2 Meta-análise com modelo de efeitos mistos.....	45
3.4 Software e pacotes estatísticos usados	47
4 RESULTADOS	48
4.1 Correlação entre severidade da doença e produtividade da cultura	48

	Página
4.1.1 Medida de efeito global estimada por modelo de efeitos aleatórios	48
4.1.2 Efeito de variáveis moderadoras no coeficiente de correlação	49
4.2 Regressão linear entre severidade da ferrugem e produtividade da soja ..	52
4.2.1 Medida de efeito global estimada por modelo de efeitos aleatórios	52
4.2.2 Efeito de variáveis moderadoras nos coeficientes das regressões	55
5 DISCUSSÃO.....	59
6 CONCLUSÕES.....	71
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	72
8. APÊNDICE	84

RELAÇÃO DE TABELAS

	Página
1. Características de artigos publicados com meta-análise de dados na área de fitopatologia entre os anos de 1999 a 2013...	33
2. Significância de moderadoras em um modelo de meta-análise de efeito misto, e a respectiva redução na variabilidade entre estudos, para a estimativa da medida de efeito (Z de Fisher) da relação entre severidade da ferrugem-asiática e produtividade da soja em 225 ensaios cooperativos.	50
3. Estatísticas de três modelos de meta-análise de efeitos mistos, cada um com uma variável moderadora categórica da medida de efeito (Z de Fisher), ajustados aos dados da relação entre severidade da ferrugem-asiática no estágio R6 e produtividade da soja em ensaios cooperativos.	51
4. Estatísticas de um modelo de efeitos aleatórios para estimativa da média dos coeficientes angulares ($\bar{\beta}_1$) e lineares ($\bar{\beta}_0$) de 204 regressões lineares entre a severidade da ferrugem-asiática no estágio R6 e a produtividade da soja em ensaios cooperativos.....	55
5. Significância da moderadora em um modelo de efeitos mistos, e sua contribuição na redução da heterogeneidade, na estimativa média dos coeficientes angulares ($\bar{\beta}_1$) e lineares ($\bar{\beta}_0$) de 204 regressões lineares entre a severidade da ferrugem-asiática em R6 e a produtividade da soja em ensaios cooperativos.....	56
6. Estatísticas de três modelos meta-analíticos de efeitos mistos para estimativa do coeficiente linear ($\bar{\beta}_0$) e angular ($\bar{\beta}_1$) da regressão linear, para cada nível da variável moderadora considerada no modelo, para os dados da relação entre severidade da ferrugem-asiática e produtividade em 204 cooperativos.....	57

RELAÇÃO DE FIGURAS

	Página
1. Locais onde foram conduzidos ensaios para avaliação de eficiência de fungicidas no controle da ferrugem asiática pela rede do Consórcio Antiferrugem em nove safras consecutivas no Brasil (2004/05 e 2012/13).	36
2. Frequência dos valores de severidade da ferrugem-asiática determinada visualmente no estádio R6 e da produtividade de grãos em parcelas experimentais de 231 ensaios de campo conduzidos pela rede do Consórcio Antiferrugem entre as safras de 2004/5 e 2012/13.....	39
3. Etapas da meta-análise para o estudo da relação entre a severidade final de ferrugem e a produtividade de soja em ensaios cooperativos conduzidos no Brasil entre as safras 2004/05 e 2012/13.	40
4. Frequência dos coeficientes de correlação de Pearson e sua transformação em Z de Fisher da relação entre a severidade de ferrugem-asiática e a produtividade da soja obtida em 225 ensaios cooperativos.....	49
5. Meta-análise do coeficiente de correlação estimada por modelo de efeitos aleatórios (global) e modelos de efeitos mistos com o uso das moderadoras severidade no tratamento testemunha, estabelecimento da epidemia e safra, e o respectivo número em cada modelo ou classe.	52
6. Distribuição dos coeficientes lineares, angulares e relativo do dano da relação da severidade de ferrugem-asiática e produtividade dos 204 ensaios selecionados para a análise meta-analítica.....	53
7. Retas das regressões entre severidade de ferrugem e produtividade e para cada ensaio e estimada por modelo de efeito aleatório com intervalo de confiança 95%.	54
8. Sumarização das retas das regressões entre a severidade de ferrugem-asiática e a produtividade estimada com base em 204 ensaios.....	58
9. Redução relativa média na produtividade para cada ponto percentual da ferrugem-asiática em R6, determinada com base na meta-análise dos coeficientes da regressão linear de 204 ensaios sumarizados por modelos de efeitos mistos..	65

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é o segundo maior produtor mundial de soja, com 81,5 milhões de toneladas cultivadas em 27,7 milhões de ha (CONAB, 2013). Além disso, é o maior exportador mundial, com 41,9 milhões de toneladas somente na safra de 2012/13 (USDA, 2013). Os Estados Unidos, em primeiro na posição do ranking, tiveram uma produção de apenas um milhão de toneladas acima da brasileira (USDA, 2013).

Apesar das condições climáticas no Brasil potencialmente proporcionarem altos rendimentos, diversos fatores bióticos limitam a produtividade das culturas. Além de pragas importantes, mais de duas dezenas de doenças ocorrem na cultura da soja, com destaque para a ferrugem-asiática, considerada a principal doença da cultura da soja (Hartman *et al.*, 1999).

O ingresso da ferrugem-asiática no Brasil causou um grande impacto econômico. O custo total que considera a redução no rendimento mais os custos com o controle, estimado anualmente no Brasil, tem atingido um patamar acima de US\$ 2 bilhões (CAF, 2013). Na última década, o mercado de agrotóxicos nacional aumentou 190%, enquanto que o mundial foi de 90%. Em 2008 o Brasil ultrapassou os EUA e se tornou

líder mundial no consumo de agrotóxicos (ANVISA, 2012). Em parte, devido ao ocorrência da ferrugem nas lavouras brasileiras.

A ferrugem-asiática é causada pelo fungo *Phakopsora pachyrhizi* Syd. & P. Syd (Yorinori *et al.*, 2005), é um patógeno de hábito biotrófico obrigatório, primeiramente relatado no Japão em 1902 e que, desde 2004, encontra-se distribuído em todas as grandes regiões produtoras de soja do mundo (Goellner *et al.*, 2010).

A partir da safra 2004/05, por meio do Consórcio Antiferrugem (CAF), coordenado pela Embrapa Soja, ensaios cooperativos vem sendo conduzidos para a avaliação comparativa da eficiência de fungicidas no controle da doença. Os principais fungicidas, registrados ou em processo de registro, já foram testados em mais de 57 locais diferentes durante as safras de 2004/05 e 2012/13. Após cada safra, uma análise conjunta da eficiência de controle dos fungicidas é publicada pela Embrapa Soja (Godoy *et al.*, 2013).

Após nove anos de experimentação, os dados obtidos nos ensaios cooperativos do CAF constituem grande conjunto de dados publicados de experimentação obtidos de maneira sistemática e coordenada. Um estudo meta-analítico foi conduzido anteriormente com os dados obtidos até o ano de 2006/07 para sumarizar a eficiência de controle dos fungicidas agrupados por grupos químicos e fungicidas individuais (Scherer *et al.*, 2009).

A compreensão das relações entre a intensidade de uma doença e a produtividade é importante para estabelecer estratégias de manejo (Savary *et al.*, 2006; Madden *et al.*, 2007). Uma revisão quantitativa de estudos

independentes, no caso os ensaios cooperativos, requer o uso de procedimentos estatísticos adequados, podendo-se citar a meta-análise (Madden & Paul, 2011). A sumarização dos resultados obtidos em estudos independentes através da abordagem meta-analítica tem se tornado muito popular nas últimas duas décadas, em especial para as ciências sociais e da saúde (Borenstein *et al.*, 2009). Na fitopatologia, algumas revisões quantitativas já foram publicadas utilizando modelos meta-analíticos (Ngugi *et al.*, 2011a). Alguns desses estudos sumarizaram a relação entre a intensidade da doença e a produtividade (Rosenberg & Garrett, 2004; Shah & Dillard, 2006) ou contaminação dos grãos por micotoxinas (Paul *et al.*, 2005; Paul *et al.*, 2006).

O objetivo principal deste trabalho foi quantificar, com procedimentos meta-analíticos, o grau de associação e a relação funcional entre a severidade da ferrugem-asiática avaliada no estágio R6 e a produtividade de grãos. Assumiu-se que o efeito diferencial na eficiência dos fungicidas de um mesmo ensaio, que resulta em um gradiente de severidade, afeta diretamente a produtividade. Para tal, foram feitas análises de correlação e de regressão linear nos dados dos ensaios individuais, cujos coeficientes, as medidas de efeito da meta-análise, foram sumarizados por modelos meta-analíticos de efeitos aleatórios e efeitos mistos, esse último testando a significância de covariáveis de influência na medida de efeito.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Importância da cultura da soja

A cultura da soja (*Glycine max* (L.) Merr.) se destaca, dentre as leguminosas de importância agrícola, como a mais cultivada em área no mundo e uma das principais fontes proteicas e de óleo vegetal para consumo humano e animal; seus grãos contém, em média, aproximadamente 40% de proteína, 25% de lipídios e 17% de carboidratos (Silva *et al.*, 2006). A soja tem papel de destaque no agronegócio internacional, com uma área de plantio estimada em 103 milhões de hectares na safra 2010/11 e produção total de aproximadamente 261 milhões de toneladas (FAO, 2013).

Os principais países produtores de soja são os Estados Unidos, o Brasil e a Argentina que contribuem com 31,9%, 28,7% e 18,7% da produção mundial, respectivamente (FAO, 2013). No Brasil, na safra 2012/13 foram semeados 27,7 milhões de hectares, com uma produtividade média estimada em 2.938 kg ha⁻¹ (CONAB, 2013). Os maiores produtores no Brasil são os estados, em ordem, Mato Grosso, Paraná, Goiás e Rio Grande do Sul (CONAB, 2013).

2.2 Ferrugem asiática da soja

2.2.1 Importância econômica

Atualmente, a ferrugem-asiática é considerada a principal doença da cultura nos principais países produtores, especialmente no Brasil, devido a sua ocorrência generalizada, eventualmente, em altos níveis de severidade sob condições de ambiente favorável ou ausência de controle, do que resultam danos severos na produtividade da cultura e perdas econômicas para os agricultores (Yorinori *et al.*, 2005; Akamatsu *et al.*, 2013). As perdas econômicas ocasionadas pela ferrugem asiática da soja, em regiões onde ela é endêmica, se devem não somente ao seu efeito negativo na produtividade de grãos mas também ao custo para a implementação de medidas de controle, especialmente com aplicações sequenciais de fungicidas. Estimativas feitas no Brasil, considerando os relatos de ocorrência e número médio de aplicações na área total de produção do país, mostram um alto custo da doença, que oscila em torno de dois bilhões de dólares anuais, desde a safra 2002/03 (CAF, 2013).

O impacto negativo da doença na produtividade da cultura resulta da diminuição da área fotossintética, da desfolha precoce, da redução no acúmulo da matéria seca por unidade de área verde (não lesionada) e da redução no índice de colheita (Kumudini *et al.*, 2008). Perdas pela doença foram relatadas em todas as regiões em que o patógeno foi encontrado. No Sul da China, na década de 1990, apesar da soja ser uma cultura de menor importância econômica, as perdas ocasionadas pela ferrugem foram estimadas entre 20 a 30 milhões de dólares por ano (Tan *et al.*, 1996).

Na África do Sul, na primeira safra onde focos de ferrugem-asiática foram identificados, a aplicação imediata de fungicida possibilitou reduzir os danos na produtividade, que foram estimados entre 7 e 15%, mesmo com as aplicações de fungicidas (Levy, 2005).

No Brasil, nas primeiras epidemias severas, fortes quebras na produtividade foram observadas na ausência de medidas de controle específica, os danos foram estimados em até 80% (Yorinori *et al.*, 2005). Atualmente, reduções da produtividade pela doença ocorrem em menor magnitude devido ao uso generalizado de fungicidas que, usualmente, apresentam boa eficiência de controle, especialmente quando aplicados antes da observação da doença na lavoura (Scherm *et al.*, 2009; Godoy *et al.*, 2012).

2.2.2 Etiologia e Sintomatologia

Existem duas espécies associadas a ferrugem da soja, *Phakopsora pachyrhizi* Syd. & P. Syd. e *Phakopsora meibomiae* (Arthur) Arthur, agentes causais da ferrugem asiática e ferrugem americana da soja, respectivamente. Apesar de serem espécies e doenças distintas, são, respectivamente, morfológica e sintomatologicamente similares. No entanto, a espécie asiática do fungo é extremamente agressiva e causa danos mais severos comparada à espécie americana (Miles *et al.*, 2003) *P. meibomiae* é praticamente irrelevante como patógeno e ocorre em menor frequência e com baixo potencial de danos na produtividade (Miles *et al.*, 2003; Sousa *et al.*, 2007).

Phakopsora pachyrhizi é um fungo do filo Basidiomycota, classe Pucciniomycetes (Ono *et al.*, 1992). É um organismo de hábito biotrófico. Na natureza foram encontrados apenas dois tipos de esporos: uredósporos e teliósporos (Miles *et al.*, 2003). As epidemias na cultura da soja são iniciadas por uredósporos produzidos na fase assexual do ciclo de vida do fungo (Goellner *et al.*, 2010). Os uredósporos são hialinos ou amarelo-amarronzados, com o tamanho entre 18-38 µm de comprimento por 13-29 µm de largura e parede celular medindo aproximadamente 1 µm de espessura (Ono *et al.*, 1992).

Apesar de poder ocorrer em qualquer estágio fenológico da cultura, no campo os primeiros sintomas, na forma de pequenas manchas marrons ou avermelhadas nas folhas (Rupe & Sconyers, 2008), são mais frequentemente observados no final do período vegetativo e nos estádios reprodutivos (Li *et al.*, 2010a). As primeiras lesões podem ser difíceis de serem identificadas na lavoura (Levy, 2005) e surgem primeiramente nas folhas mais velhas, localizadas no dossel inferior da planta (Hartman *et al.*, 1999). Frequentemente, as primeiras lesões são encontradas na região da folha mais próxima do pecíolo, onde se tem maior acúmulo de orvalho ou água da chuva (Rupe & Sconyers, 2008). As urédias podem ser visíveis à olho nu, variando entre 50-200 µm e produzem grande quantidade de uredósporos (Hartman *et al.*, 1999).

Sintomas e sinais (esporos) de *P. pachyrhizi* podem ser confundidos com outras doenças, especialmente com manchas bacterianas (*Pseudomonas* spp. e *Xanthomonas* spp.) (Pioli *et al.*, 2005). Em estágios

avançados da doença, as folhas doentes podem cair prematuramente (Yang *et al.*, 1991; Li *et al.*, 2010a).

2.2.3 Distribuição geográfica

O primeiro relato da ferrugem–asiática da soja foi feito em 1902 no Japão (Bromfield, 1984), permanecendo de ocorrência restrita a Ásia e a Oceania até a década de 1990 (Li *et al.*, 2010b). Em 1994 foi identificado no Havaí (Killgore & Heu, 1994) e, posteriormente, na África em 1996 em lavouras da Uganda (Kawuki *et al.*, 2003). Em 2001 foram identificados os primeiros focos da ferrugem asiática em lavouras da África do Sul (Pretorius *et al.*, 2001).

Na América do Sul, os primeiros registros da ocorrência de ferrugem na soja foram feitos ainda na década de 1970 (Deslandes, 1979), mas com mais baixo potencial de danos na produtividade de grãos comparado às epidemias observadas na Ásia e na Oceania (Hartman *et al.*, 1991). Posteriormente, foi demonstrado se tratar da ferrugem americana causada por *Phakopsora meibomia* (Carvalho & Figueredo, 2000).

Na América do Sul, os primeiros focos de *P. pachyrhizi* foram encontrados na safra 2000/01 no Paraguai e, em seguida, no Brasil, no estado do Paraná (Yorinori *et al.*, 2005). No ano de 2002, foi observada em soja cultivada na província de Misiones, Argentina (Rossi, 2003) e, em 2004, no Uruguai (Stewart, 2005). Em 2004, foi identificada na Colômbia e nos Estados Unidos, onde foi detectada primeiramente em uma área experimental no estado de Louisiana, e posteriormente encontrada em lavouras de soja de vários estados do sul daquele país (Schneider *et al.*,

2005). A via de ingresso da doença nas lavouras norte-americanas sugerida, por meio de modelos de simulação, à ocorrência do furacão Ivan, que atingiu os EUA em setembro de 2004, e que pode ter disseminado os esporos de *P. pachyrhizi* originados na América do Sul, especialmente da Colômbia (Isard *et al.*, 2005).

2.2.4 Ciclo da doença

2.2.4.1 Sobrevivência e disseminação

P. pachyrhizi é um parasita obrigatório e de hábito biotrófico, ou seja, necessita de células vivas do hospedeiro para garantir sua sobrevivência (Goellner *et al.*, 2010). No período da entressafra, a sobrevivência do patógeno ocorre em plantas de soja (espontâneas ou voluntárias) ou em hospedeiros alternativos (Rupe & Sconyers, 2008). Mais de 105 espécies de plantas distribuídas em 33 gêneros já foram relatadas como potenciais hospedeiras de *P. pachyrhizi* (Bonde *et al.*, 2008; Slaminko *et al.*, 2008). A capacidade do fungo sobreviver em condições de baixas temperaturas durante o inverno também já foi documentada (Jurick *et al.*, 2008; Park *et al.*, 2008).

Como não há um mecanismo de ejeção ativa dos esporos, o principal agente de liberação e transporte do inóculo a partir das plantas doentes é o vento, além do impacto de gotas de chuva (Isard *et al.*, 2005). Apesar dos uredósporos poderem se manter viáveis por até mais de um mês em condições controladas (Park *et al.*, 2008), no ambiente atmosférico sua sobrevivência é bastante limitada e afetada por fatores meteorológicos como temperatura, umidade relativa do ar, radiação solar e luz ultravioleta

(Del Ponte & Esker, 2008). Nos Estados Unidos da América, esporos da ferrugem têm sido detectados em diversos locais nos estados do meio-oeste e norte do país, em armadilhas caça-esporos, mas sem, no entanto, a doença ter sido detectada na região (Isard *et al.*, 2011). Suspeita-se que a capacidade de sobrevivência desses esporos oriundos de regiões distantes seja limitada durante o trajeto, o que também contribui para o menor risco da doença nas principais regiões produtoras daquele país (Isard *et al.*, 2006) e a importância do inóculo inicial mais próximo das regiões produtoras (Mundt *et al.*, 2013).

A deposição dos esporos no dossel da cultura se dá, principalmente, pela turbulência do ar e pela chuva, que carrega os esporos em suspensão no ar (Isard *et al.*, 2005; Barnes *et al.*, 2009).

2.2.4.2 Infecção, colonização e reprodução

Uma vez na superfície da folha, esporos viáveis irão germinar e penetrar na planta na presença de água livre e temperatura na faixa favorável (Del Ponte & Esker, 2008). A germinação pode ocorrer até em 30 minutos em placas com ágar, entretanto, em folhas, a germinação máxima ocorre em 6 horas (Melching *et al.*, 1989). A penetração do fungo na folha se dá diretamente pela epiderme (Edwards & Bonde, 2011), diferentemente das demais ferrugens que tem os estômatos como via única de ingresso na planta (Bonde *et al.*, 1976; Goellner *et al.*, 2010; Miles *et al.*, 2011).

Vários autores estudaram a influência da temperatura na germinação e penetração dos esporos do fungo. Melching *et al.* (1989) não encontraram lesões em trifólios expostos a temperaturas menores que

10°C e maiores que 28°C. Nesse mesmo estudo, as temperaturas ótimas para a germinação dos esporos ficaram entre 16 e 26,5°C. Entretanto, em um estudo conduzido por Alves *et al.* (2006), apesar da temperatura ótima ser semelhante à determinada naquele estudo, entre 15 e 25°C, a amplitude de temperatura em que os esporos germinaram foi maior, entre 8 a 30°C.

Para Melching *et al.* (1989) as condições ótimas para a penetração do germotubo de *P. pachyrhizi* e formação das lesões são temperaturas entre 16 e 26,5°C e molhamento mínimo da superfície da folha de 12 horas. Períodos de molhamento descontínuos podem reduzir a taxa de infecção (Furtado *et al.*, 2011).

Na fase de colonização, as células epidérmicas são rompidas, que resulta visualização dos primeiros sintomas (pontos necróticos) (Goellner *et al.*, 2010). As hifas podem ser encontradas no mesófilo foliar 20 horas após a infecção (Marchetti *et al.*, 1975). Em oito dias após a penetração, o crescimento do fungo pode ocupar uma área de aproximadamente 0,6 mm² (Bonde *et al.*, 1976). As hifas intercelulares formam a célula mãe do haustório, que por sua vez origina os haustórios dentro das células do mesófilo (Goellner *et al.*, 2010). Em 6 dias se observa a hipertrofia de células próximas ao local de infecção (Bonde *et al.*, 1976).

As primeiras urédias podem ser observadas de sete a nove dias após o início da infecção (Marchetti *et al.*, 1975). No Brasil, Zambenedetti *et al.* (2007) observaram que o período latente, em sete cultivares de soja, variou entre seis a doze dias.

Marchetti *et al.* (1975) observaram que, a partir de um mesmo ponto de infecção, as urédias podem surgir por até dois meses após a inoculação, dependendo da cultivar, e estas poderão produzir esporos continuamente por até quase 4 semanas. Assim, um único sítio infeccioso pode contribuir com inóculo para as epidemias por quase todo ciclo da cultura.

2.2.5 Epidemiologia

2.2.5.1 Condições favoráveis e progresso das epidemias

O molhamento foliar é um dos principais fatores meteorológicos que interferem no progresso das epidemias da ferrugem-asiática. Pelo menos 6 a 7 horas ininterruptas de molhamento foliar, em faixa ótima de temperatura, são necessárias para o estabelecimento das epidemias (Melching *et al.*, 1989). O efeito da descontinuidade do molhamento foliar no monociclo foi estudado por Furtado *et al.* (2011), que observaram que a interrupção de até seis horas após duas horas de molhamento resultou em uma redução de 94% da severidade, e qualquer período de tempo de descontinuidade no molhamento após quatro horas impede o estabelecimento da doença. Com base nesses dados, os autores sugeriram que os esporos de *P. pachyrhizi* são muito sensíveis a ausência de água livre, a qual seria necessária para a formação do apressório.

No Brasil, eventos de chuva e temperatura amena, condições favoráveis ao desenvolvimento do fungo, especialmente no período de safra, foram associados à ocorrência de severas epidemias (Yorinori *et al.*, 2005; Li *et al.*, 2010). Em um estudo de modelagem empírica com dados

de epidemias observadas no Brasil, foi demonstrado a importância da chuva para a severidade das epidemias (Del Ponte *et al.*, 2006). Da mesma forma, a chuva foi considerada como de influência decisiva na dispersão das epidemias nos Estados Unidos (Young *et al.*, 2011). Simulações na região produtora no extremo sul do Brasil, também demonstram que safras sob influência do fenômeno El Niño, onde naquela região resulta em precipitações acima da normal, o risco de epidemias severas é maior (Del Ponte *et al.*, 2011).

A temperatura também é um dos fatores que afetam o progresso da doença. As temperaturas ótimas para o desenvolvimento da ferrugem-asiática vão de 15 a 20°C (Marchetti *et al.*, 1976; Melching *et al.*, 1989). Estudos em condições controladas demonstraram que as diferentes populações globais do patógeno têm mantido comportamento estável em relação à temperatura ao longo dos anos e regiões gráficas (Bonde *et al.*, 2007).

Temperaturas baixas (< 10°C) que limitam a sobrevivência do patógeno não são comuns no período de safra no Brasil. Entretanto, a capacidade de sobrevivência do patógeno em plantas hospedeiras durante o período de entressafra, mesmo em condições de baixa temperatura, já foi descrita na literatura (Jurick *et al.*, 2008; Park *et al.*, 2008).

Bonde *et al.* (2012) observaram que temperaturas extremas, acima de 33°C, mesmo que por um curto período de tempo (uma hora), diminuíram o número de esporos produzidos por área lesionada, o diâmetro das urédias e número de urédias por lesão. No mesmo estudo, os

autores observaram que quando os picos de temperaturas diário foi ao redor de 25°C, a doença foi mais agressiva.

Nos Estados Unidos as altas temperaturas diurnas, no período de safra, tem sido apontadas como limitantes ao progresso das epidemias (Bonde *et al.*, 2013). Entretanto, no Brasil, temperaturas em valores similares aos encontrados nos Estados Unidos, não são limitantes para ocorrência de epidemias severas de ferrugem-asiática (Del Ponte *et al.*, 2006). Em parte a contradição pode ser explicada pelo fato de maior abundância de chuvas no Brasil, em regiões de temperaturas mais altas. Na ausência de estresse hídrico, as plantas tendem a transpirar mais, contribuindo para aumentar a diferença entre a temperatura do ar e aquela medida no interior do dossel da cultura (Jackson, 1982), em especial o inferior, onde são encontrados os primeiros sintomas da doença (Rupe & Sconyers, 2008).

2.2.5.2 Danos ocasionados pela ferrugem-asiática

No Brasil, Godoy *et al.* (2009a) relataram reduções relativas de até 89% na produtividade em condições de epidemia severa, sem aplicação de fungicida, demonstrando o alto potencial de danos já anteriormente relatado para essa doença. Danos severos podem ocorrer mesmo quando a doença tem início em fases avançadas do ciclo da cultura, como o estágio R5 (Miles *et al.*, 2007).

Os principais efeitos negativos da ocorrência da ferrugem-asiática em plantas de soja envolvem: a) redução na área fotossintética; b) desfolha precoce; c) redução no acúmulo de matéria seca; e d) redução no índice de

colheita (Kumudini *et al.*, 2008). Os componentes da produtividade mais afetados são o número de vagens por planta e a massa dos grãos (Yang *et al.*, 1991). A determinação exata da extensão de danos ocasionados pela ferrugem-da-soja pode ser dificultada devido à capacidade da planta continuar emitindo tecido foliar (Yang *et al.*, 1990) e elasticidade nos componentes da produtividade (Peixoto *et al.*, 2000).

Em magnitudes relativas, Yang *et al.*, (1991) observaram reduções na produtividade de 10 a 40% no número de vagens por planta e de 40 a 80% na taxa de ganho diário de massa de grãos em parcelas sem tratamento com fungicidas. A redução nos componentes da produtividade foi mais elevada em situações de produção para alta produtividade (Hartman *et al.*, 1991).

A severidade da doença, ou outras métricas que sumarizam a intensidade da doença, têm sido utilizadas em estudos da relação entre a intensidade da doença e os danos na produtividade, em valores relativos ou absolutos. Em um estudo com dados de 73 plantios sequenciais, espaçados em uma semana, ao longo de aproximadamente dois anos em Taiwan, Yang *et al.* (1990) encontraram uma relação linear entre a área relativa abaixo da curva de progressão da desfolha (ARACPD), bem como da área relativa abaixo da curva de progresso da severidade (ARACPS) com a redução da produtividade de soja. O coeficiente de determinação dos modelos lineares ajustados àquelas relações variou de 0,12 a 0,28 para a ARACPD e de 0,46 a 0,58 para ARACPS. Correlações negativas entre a produtividade (kg/ha) e a severidade (%) da doença no estágio R6 foram relatados por Kumudini *et al.* (2008) ($r = -0.93$ a -0.87).

2.2.6 Controle da ferrugem-asiática da soja

O manejo integrado é a estratégia recomendada para o controle da ferrugem-asiática, ou seja, o uso combinado de diversas práticas que visam a redução das condições para sobrevivência do inóculo ou do progresso das epidemias. As práticas de manejo indicadas para o controle se enquadram em diferentes métodos, sendo os principais o cultural, o genético e o químico, com destaque para esse último.

2.2.6.1 Métodos culturais

O arranjo populacional de plantas, o espaçamento entre linhas e a arquitetura das plantas (organização dos componentes vegetais no espaço e tempo) podem influenciar no estabelecimento e progresso das epidemias de doenças de plantas (Tivoli *et al.*, 2012). O efeito do espaçamento entre linhas em epidemias de ferrugem-asiática foi estudado por Madalosso *et al.* (2010). Os autores observaram que o aumento da distância entre linhas (de 40 cm para 60 cm) proporcionou uma redução relativa de 54% na taxa de progresso da doença e 34% na área abaixo da curva de progresso da doença, além de um aumento absoluto na produtividade de grãos de 920 a 1.100 kg/ha, em relação às parcelas com menor espaçamento. Os autores discutiram que esse novo arranjo de plantas, pode ter proporcionado uma maior proteção dos tecidos da planta pelas aplicações em parte aérea, resultando em maior eficiência de controle.

A alta densidade populacional de plantas pode diminuir a quantidade de luz que incide no interior do dossel da cultura, conseqüentemente

umentando o sombreamento (Sauer *et al.*, 2007). O efeito do sombreamento nas epidemias de ferrugem-asiática foi estudado por diversos autores que observaram aumento na severidade da doença com o aumento do período de sombreamento das plantas (Isard *et al.*, 2006; Dias *et al.*, 2011; Young *et al.*, 2012). Além disso, como efeito indireto do sombreamento, Young *et al.* (2012) observaram que plantas submetidas a um sombreamento artificial apresentaram temperaturas de 2° a 3° C inferiores às submetidas a condições naturais.

Além dos componentes epidemiológicos da doença, a arquitetura de plantas também pode influenciar na qualidade da aplicação dos fungicidas. Neste sentido, Debortoli *et al.* (2012) observou que o número de gotas por centímetro quadrado no dossel inferior foi apenas de 7 a 16% da quantidade determinada no dossel superior, em cultivares com diferentes arquiteturas de plantas.

Tendo em vista o alto impacto que a ferrugem-asiática causou no Brasil nos primeiros anos de convivência com a doença, no âmbito legislativo foi instituído, no Brasil, o Programa Nacional de Controle da Ferrugem Asiática da Soja (PNCFS) pela instrução normativa número 20 de janeiro de 2007. O PNCFS e os comitês Estaduais de controle da Ferrugem Asiática da Soja (CECFAS) traçaram um estratégia de controle da ferrugem-asiática. Dentre as práticas recomendadas, foi criado o vazio sanitário, que é um período do ano, correspondente a entressafra, ao qual fica proibido o cultivo de soja no campo. O objetivo da implantação do vazio sanitário é diminuir a quantidade de inóculo do patógeno no ambiente durante a entressafra e, conseqüentemente, o início precoce da ferrugem-

asiática. Atualmente, 12 estados brasileiros têm períodos de cultivo restringidos devido ao vazão sanitário. Em 2011, o Paraguai também aderiu a prática do vazão-sanitário, regulamentado pela resolução 71 de 11 de fevereiro de 2011, segundo a sua legislação (Paraguai, 2011).

2.2.6.2 Resistência genética

O uso da resistência genética é considerada a tática ideal de controle e tem sido objeto de estudo por melhoristas de soja visando à resistência à ferrugem asiática. Alguns genes maiores foram relacionados à resistência completa à ferrugem-asiática, os chamados genes *Rpp* (Resistente P. pachyrhizi) (Garcia *et al.*, 2008). Até o momento, 6 genes *Rpp* já foram descritos (*Rpp1 a Rpp6*) (Li *et al.* 2012). Cultivares com resistência completa geralmente possuem lesões do tipo RB (do inglês *reddish-brown* - vermelho-marrom), enquanto que cultivares suscetíveis apresentam lesões do tipo TAN (do inglês, *tan-coloured*) (Goellner *et al.*, 2010).

Entretanto, devido a alta diversidade genética do patógeno, os genes maiores que conferem resistência completa tem sido superados em condições de campo (Hartman *et al.*, 2005). Akamatsu *et al.* (2013), verificaram uma alta variabilidade genética em isolados de populações de *P. pachyrhizi* da Argentina, Brasil e Paraguai coletados em diferentes anos e regiões produtoras. A alta variabilidade entre populações de *P. pachyrhizi* também foi encontrado na Nigéria (Twizeyimana *et al.*, 2009) e nos Estados Unidos (Twizeyimana *et al.*, 2012). Esses resultados evidenciam o alto risco de superação da resistência completa com base em genes

maiores. Outros tipos de resistência também têm sido exploradas, com base na identificação de alguns genótipos de soja que têm exibido tolerância (baixa correlação entre intensidade da doença e redução na produtividade) ou resistência incompleta (poligênica ou parcial) à ferrugem-asiática. Entretanto, a resistência incompleta, por derivar de múltiplos genes com menor efeito é de mais difícil incorporação em materiais de elite (Hartman *et al.*, 2005).

2.2.6.3 Controle químico

O método químico de controle, por meio do uso de fungicidas, é a opção que tem contribuído direta e significativamente na prevenção de danos a produtividade da cultura e maiores perdas econômicas ocasionadas pela ferrugem (Hirooka & Ishii, 2013). Durante a década de 1990 e início da década seguinte, poucas eram as opções de fungicidas para o controle da doença. Os primeiros fungicidas recomendados para o controle da ferrugem-asiática foram os ditiocarbamatos (mancozeb) e os benzimidazóis (Yang, 1991). Atualmente, uma ampla gama de fungicidas foram testados e têm sido registrados para o controle da doença. Somente no Brasil, no ano 2013, 105 fungicidas comerciais encontravam-se registrados para o controle da ferrugem-asiática (Brasil, 2013). As vendas de fungicidas de uso agrícola triplicaram na América Latina entre os anos de 1999 e 2010, em especial no Brasil (Hirooka & Ishii, 2013).

Dentre os fungicidas registrados, aqueles indicados pela pesquisa com base em laudos de eficiência técnica incluem principalmente os

fungicidas da classe dos triazóis e estrobilurinas, e suas respectivas misturas comerciais (Godoy *et al.*, 2012).

Os fungicidas da classe das estrobilurinas agem inibindo a respiração mitocondrial através do bloqueio da transferência de elétrons entre o citocromo b e citocromo c₁ impedindo a formação de ATP (Sauter *et al.*, 1999; Bartlett *et al.*, 2002). As estrobilurinas têm bom desempenho quando usadas preventivamente (antes da infecção) ou curativamente (depois da infecção e antes dos sintomas), pois impedem a formação de ATP nos primeiros estágios de colonização do fungo, onde a demanda energética é maior (Bartlett *et al.*, 2002). Isoladamente, tendem a ter mais baixa eficiência de controle na severidade da ferrugem-asiática, mas parecem reduzir a desfolha da planta, contribuindo para evitar danos maiores na produtividade (Miles *et al.*, 2007; Sherm *et al.*, 2009).

Os triazóis são uma classe de fungicidas sistêmicos que agem inibindo a síntese do esterol através da inibição da demetilação dos esteróis, por isso são chamados de inibidores da enzima C14 demetilase, sendo conhecidos como inibidores da demetilação (DMI, sigla em inglês) (Hirooka & Ishii, 2013). Os esteróis são compostos estruturais e funcionais essenciais nas membranas celulares dos fungos (Agrios, 2005). Fungicidas triazóis, apesar de apresentarem uma boa eficiência de controle da ferrugem-asiática, não previnem tão eficientemente os danos na produtividade comparados aos fungicidas da classe das estrobilurinas (Miles *et al.*, 2007; Sherm *et al.*, 2009).

O controle da ferrugem-asiática tem se mostrado mais efetivo com o uso de misturas em comparação ao realizado apenas com uma classe de

fungicida (Godoy *et al.*, 2012). As misturas com triazóis e estrobilurinas tendem a proporcionar maior redução da severidade, menor desfolha e maior produtividade, quando comparado ao uso de fungicidas que têm apenas um princípio ativo (Miles *et al.*, 2007; Scherm *et al.*, 2009).

O momento de aplicação é um fator chave no sucesso do controle da doença (Mueller *et al.*, 2009). As estratégias para o posicionamento de fungicidas no controle da ferrugem-asiática se baseiam em: a) estádios fenológicos da cultura (calendarizado); b) detecção dos primeiros sintomas; e c) sistema de alerta (Mueller *et al.*, 2009).

No Brasil, o critério mais frequentemente usado na aplicação de fungicidas é o calendarizado (Scherm *et al.*, 2009; Del Ponte *et al.*, 2011). Essa estratégia tem se mostrado bastante eficiente na redução dos danos na produtividade, entretanto, por razões óbvias, pode resultar em aplicações desnecessárias ou pouco eficientes sob condições favoráveis antes do início das aplicações (Mueller *et al.*, 2009).

O monitoramento visando a detecção dos primeiros sintomas da doença pode racionalizar o uso de fungicidas (Mueller *et al.*, 2009). No entanto, haja visto a dificuldade de monitorar grandes áreas de produção e a rapidez com que a doença pode evoluir, esse critério tem sido pouco utilizado na prática. Além disso, aplicações realizadas após a detecção dos primeiros sintomas, resultam em menor retorno na produtividade comparado à aplicações feitas antes do aparecimento dos sintomas, quando as condições são favoráveis às epidemias (Mueller *et al.*, 2009). Em um estudo de meta-análise, Scherm *et al.*, (2009) mostraram que o controle realizado após os primeiros sintomas, mesmo com severidades

menores que 1%, resultaram em menor eficiência no controle e maiores danos na produtividade comparado à aplicações preventivas.

A tomada de decisão com base em informações de risco geradas por sistema de alerta é outro critério indicador com grande potencial de utilização no Brasil, especialmente em regiões com significativa variabilidade climática. O Consórcio Antiferrugem, através de seu web site (www.consorcioantiferrugem.net) tem feito o monitoramento da ocorrência dos primeiros focos da ferrugem-asiática nos municípios do Brasil. Adicionalmente, entre as safras 2009/10 e 2011/12, um informativo do risco da ferrugem-asiática no Brasil foi disponibilizado na internet. O informativo continha análises de risco com base nos mapas de relatos de ocorrência e projeções de classes de risco em mapas de três regiões brasileiras: sul, sudeste-centro-oeste e norte-nordeste. Os mapas eram gerados com dados de chuva observada, bem como prognósticos de chuva para até 15 dias. Outros sistemas de alerta para suporte a tomada de decisão na escala de uma lavoura ou microrregião têm sido desenvolvidos por grupos de pesquisa e implementados por cooperativas ou pela indústria de defensivos (Reis *et al.*, 2004; Canteri *et al.*, 2007).

Além do posicionamento correto das aplicações, a tecnologia de aplicação também é um fator chave no sucesso do controle químico da FAS. Os fungicidas têm mobilidade limitada nas plantas, comparado a outros pesticidas (Hirooka & Ishii, 2013). Assim, é fundamental que a tecnologia de aplicação usada proporcione uma boa cobertura dos tecidos da planta (Cunha *et al.*, 2006). O uso de adjuvantes também pode potencializar o efeito fungitóxico do produto químico (Gimenes *et al.*, 2013).

2.3 Revisão sistemática e meta-análise

2.3.1 Conceitos e definições

As publicações em periódicos científicos podem ser classificadas segundo diferentes critérios. Um desses consiste separá-las em estudos primários e os estudos de síntese, que sumarizam os estudos primários, comumente chamados de revisões (Rosenberg & Garrett, 2004), que podem ser do tipo qualitativa ou quantitativa (Borenstein *et al.*, 2009; Madden & Paul, 2011; Philibert *et al.*, 2012)

As revisões qualitativas podem ser do tipo narrativas ou sistemáticas (Chalmers *et al.*, 2002). Na primeira, o pesquisador escolhe os estudos com base em um critério particular, selecionando aqueles que, ao seu entender, são os mais relevantes para o assunto. Não raro, revisões narrativas sobre o mesmo assunto apresentam conclusões contraditórias (Borenstein *et al.*, 2009). As revisões sistemáticas diferenciam-se das revisões narrativas por ter um critério objetivo de seleção dos estudos que visam a diminuir a subjetividade ou a tendenciosidade na revisão.

As revisões quantitativas utilizam um conjunto de procedimentos estatísticos para combinar os resultados de estudos primários. Cada estudo primário tem um resultado, o qual é chamado de tamanho ou medida de efeito (ME) (do inglês: *effect size*), este conjunto de estudos primários é sumarizado em uma medida de efeito global (\overline{ME}) (Borenstein *et al.*, 2009). A técnica estatística mais usada para essa sumarização quantitativa é chamada de meta-análise. O primeiro a usar o termo meta-análise, no sentido de sumarização de pesquisas, foi Glass, em um

trabalho sobre o efeito da psicoterapia no tratamento de doenças, na década de 1970 (Glass, 1976). Definições diversas são encontradas na literatura, mas que convergem considerando a meta-análise uma síntese estatística dos resultados oriundos de uma série de estudos independentes (Borenstein *et al.*, 2009).

2.3.2 Etapas de uma meta-análise

As etapas básicas de revisões sistemáticas com meta-análise são: a) seleção dos estudos primários sobre o assunto de interesse; b) definição da medida de efeito (ME) para cada estudo primário; c) combinar em uma medida de efeito global todos os estudos primários (\overline{ME}); d) avaliação da heterogeneidade residual; e e) identificação de variáveis moderadoras.

2.3.2.1 Critérios de seleção dos estudos

A meta-análise é feita com dados provenientes de estudos primários independentes, obtidos através de dados publicados ou diretamente com os pesquisadores tais como os ensaios cooperativos da área agrícola (Paul *et al.*, 2005). Em quaisquer dos casos, os resultados dos estudos independentes são sumarizados utilizando modelos estatísticos de meta-análise.

Na etapa de seleção de estudos também é importante fazer uma análise exploratória dos estudos selecionados. Nesta etapa alguns estudos poderão ser excluídos da meta-análise caso não atendam aos objetivos do trabalho (Borenstein *et al.*, 2009).

Na área agrícola alguns critérios têm sido estabelecidos para a etapa de seleção dos estudos para a meta-análise (Ngugi *et al.*, 2011a; Philibert *et al.*, 2012). Um deles é a exclusão de ensaios com baixa ou ausência de efeito da variável analisada, uma vez que estes podem aumentar a incerteza quanto a medida de efeito (Willyerd *et al.*, 2012). Uma informação importante é a variabilidade amostral. Entretanto, apesar de muitos estudos não disponibilizarem essa informação, ela pode, muitas vezes, ser acessada indiretamente através de procedimentos estatísticos (Paul *et al.*, 2007; Ngugi *et al.*, 2011b).

2.3.2.2 Métricas de medidas de efeito

Existem diversas métricas que podem ser utilizadas como medida de efeito (ME). A escolha de qual métrica utilizar depende do objetivo da meta-análise e da natureza das variáveis-resposta dos estudos (Rosenberg & Garrett, 2004; Madden & Paul, 2011). As ME mais frequentemente utilizadas nas áreas da ecologia, agronomia, fitopatologia e afins são: a diferença média absoluta ou padronizada, a razão de resposta absoluta e, para relação entre duas variáveis contínuas, o *Z* de Fisher ou os coeficientes de modelos de regressão.

A diferença média absoluta é obtida pela subtração do valor medido no tratamento de interesse pelo valor medido em um tratamento testemunha. É uma medida de efeito intuitiva e informativa quando a medida é feita em uma mesma escala de avaliação nos diferentes estudos (Madden & Paul, 2011; Paul *et al.*, 2011). Já a diferença média padronizada objetiva unificar as medidas em diferentes escalas em um

índice calculado que pode ser calculado de várias maneiras, sendo uma das mais simples o d de Hedges (Hedges, 1981).

A razão de resposta quantifica a proporção de mudança da variável resposta devido ao efeito do tratamento (Hedges *et al.*, 1999). É muito usual quando os valores observados no tratamento controle variam muito entre estudo ou as métricas de respostas não são as mesmas entre eles (ex.: doença é mensurada através de escalas ordinais em um estudo e em outro em percentual de severidade) (Madden & Paul, 2011). Através da razão de resposta pode-se calcular a eficiência de controle, que é a proporção da redução da doença em relação ao tratamento testemunha, uma métrica usual em experimentos fitopatológicos (Paul *et al.*, 2007; Madden & Paul, 2011).

As métricas de medida de efeito que descrevem a relação entre duas variáveis contínuas, como os coeficientes de correlação linear e os coeficientes de modelos de regressão linear, também têm sido utilizadas (Rosenberg & Garrett, 2004; Paul *et al.* 2005; Paul *et al.*, 2006; Madden & Paul, 2011). Na meta-análise, o coeficiente de correlação é usualmente transformado em Z de Fisher pois este apresenta uma distribuição mais simétrica (Paul *et al.*, 2005; Borenstein *et al.*, 2009; Madden & Paul, 2011). Os coeficientes de modelos de regressão linear também têm sido estudados no contexto da meta-análise (Rosenberg & Garrett, 2004; Paul *et al.*, 2006, Madden & Paul, 2011). O coeficiente linear, ou intercepto, representa a magnitude do efeito quando a variável independente for zero, e o coeficiente angular descreve a mudança na variável dependente a cada

incremento de uma unidade na escala da variável independente (Paul *et al.*, 2006).

2.3.2.3 Modelos meta-analíticos para estimativa da medida de efeito global

Em essência, o \overline{ME} é uma média das ME de cada estudo ponderado pela precisão do estudo (Borenstein *et al.*, 2009). Como precisão se entende a magnitude da variabilidade dentro e entre estudos, dependendo do modelo usado. Neste sentido, estudos mais precisos, ou com menor variabilidade, contribuem mais com a \overline{ME} do que estudos menos precisos. A \overline{ME} pode ser estimadas através de diversos modelos como o modelo de efeito fixo, o modelo de efeitos aleatórios e o modelo de efeitos mistos. O processo de inferência pode ser através da teoria clássica ou da teoria bayesiana (Ngugi *et al.*, 2011a).

O modelo de efeito fixo assume que todos os estudos compartilham a mesma medida de efeito (Borenstein *et al.*, 2009). Portanto, este modelo considera que a diferença das ME entre os estudos é apenas devido ao erro amostral inerente aos estudos independentes (Borenstein *et al.*, 2009; Madden & Paul, 2011). Desse modo, a ponderação para o cálculo da medida de efeito global considera apenas a variância amostral dentro dos estudos.

A maioria das meta-análises são realizadas com um conjunto de estudos independentes que não são exatamente idênticos (Viechtbauer, 2010), o que faz com que a verdadeira ME não seja necessariamente a mesma para todos estes estudos. (Borenstein *et al.*, 2009). Nestes casos é

usual considerar os modelos de efeitos aleatórios. Os modelos de efeitos aleatórios consideram, além do erro amostral, a variabilidade entre estudos (Borenstein *et al.*, 2009; Madden & Paul, 2011). No modelo de efeitos aleatório, os fator de ponderação das MEs também considera a variabilidade entre estudos, além da variabilidade amostral (Viechtbauer, 2007; Borenstein *et al.*, 2009; Madden & Paul, 2011). A escolha entre estes dois modelos deve ser realizada dependendo das características dos resultados dos estudos independentes e do objetivo do estudo meta-analítico. O modelo de efeitos aleatórios, por ser mais flexível que o modelo de efeito fixo, é mais apropriado para a maioria das situações dos estudos meta-analíticos, especialmente quando se quer fazer inferências para a população e não somente para os estudos em revisão.

A variabilidade entre estudos, considerada no modelo de efeitos aleatórios, pode ser estimado por diversas formas (Viechtbauer, 2010). O método tradicional é o proposto por Der Simoniane e Laird que utiliza o método dos momentos no processo de inferência estatística (Dersimonian & Laird, 1986). Este método é o mais simples de ser aplicado e o que menos dependente da distribuição assumida para as medidas de efeito (Madden & Paul, 2011). Outros métodos de estimação são: o método de máxima verossimilhança e o método de máxima verossimilhança restrita. Ambos métodos baseados em verossimilhança são procedimentos estatísticos interativos e com boas propriedades estatísticas (Madden & Paul, 2011).

O modelo de efeitos mistos em meta-análise considera que covariáveis (variáveis moderadoras) a nível de estudo explicam a

variabilidades entre estudos das MEs. Desta forma considera e os estudos como efeitos aleatórios e os níveis das covariáveis como efeito fixo. Através do modelo misto é possível identificar quais covariáveis exercem influência significativa na estimativa da medida de efeito global (Paul *et al.*, 2006; Paul *et al.*, 2010; Madden & Paul, 2011). A utilização de modelo de efeitos mistos é mais conhecida na literatura de meta-análise como meta-análise para subgrupos e meta-regressão.

Os três modelos apresentados acima apresentam como característica comum o fato de considerar conhecida a variância dentro de cada estudo. Ou seja, para cada estudo primário a ME estimada e seu respectivo erro padrão entram no modelo de meta-análise como dados. Esta característica diferencia os modelos de meta-análise dos modelos de dados primários. Cabe, então, enfatizar que rotinas estatística usuais de modelos para estudos primários não são apropriadas para meta-análises.

2.3.2.4 Análise de heterogeneidade

Uma etapa importante na meta-análise é a análise da variabilidade entre estudos das MEs chamada de análise de heterogeneidade. Esta análise auxilia na escolha do modelo estatístico adequado visto que ela avalia se a variabilidade encontrada entre estudos é maior do que a esperada ao acaso. Os principais motivos de alta heterogeneidade entre os estudos são: a) efeito de variáveis moderadoras; b) fonte adicional de erro aleatório associado a amostragem; c) combinação de ambos (Lipsey & Wilson, 2001).

O teste Q de Cochran é o teste mais frequentemente usado em análises de heterogeneidade (Viechtbauer, 2007). Este teste tem como hipótese nula a não existência de heterogeneidade. Sendo assim, valor P pequeno indica heterogeneidade significativa. Um problema deste teste é seu baixo poder de detectar heterogeneidade na presença de poucos estudos e a alta probabilidade de detectar heterogeneidade expúria quando o número de estudos é elevado (Borenstein *et al.*, 2009). A estatística I^2 foi proposta como uma maneira de contornar estes problemas. Ela estima a proporção da variação total que é devido a variabilidade entre estudos. Ou seja, é um número entre 0-100%. Classifica-se valores de I^2 próximos a 25%, 50% e 75%, como baixa, média e alta heterogeneidade, respectivamente (Higgins *et al.*, 2003). Quando o valor de I^2 for próximo a zero, isso indica que a heterogeneidade é devido somente a variabilidade dentro dos estudos (variabilidade amostral). Por outro lado, quando o valor for alto indica que existe uma forte variabilidade entre estudos e que as suas razões devem ser exploradas (Borenstein *et al.*, 2009).

Apesar da estatística I^2 ser a mais utilizada o trabalho original de Higgins e Thompson (2002) também apresentou as estatísticas H e R^2 . A estatística H descreve o excesso de Q (estatística do teste Q de Cochran) sobre seus graus de liberdade. A estatística R^2 descreve a inflação do intervalo de confiança sobre o efeito global aleatório em comparação com o fixo. Essas três estatísticas são independentes do número de estudos, ao contrário do teste Q (Higgins & Thompson, 2002). Uma das vantagens da estatística R^2 é que ela é livre de escala, ou seja, varia de 1 ao infinito

(Madden & Paul, 2011). Os resultados com base no uso das estatísticas H e R^2 são semelhantes (Higgins & Thompson, 2002).

A análise de heterogeneidade não deve compreender somente cálculos de testes estatísticos. Deve considerar, também, a natureza dos dados, metodologia dos estudos, dentre outros fatores (Higgins & Thompson, 2002). Quando os testes de heterogeneidade apontam a existência de um excesso de variabilidade entre os estudos, isso indica que outros fatores, não considerados no modelo, estão influenciando na estimativa da medida do efeito global. Portanto, quando a heterogeneidade da medida do efeito global for maior que a esperada, justifica-se o ajuste de modelos de efeitos mistos, ou seja, que consideram variáveis moderadoras.

2.3.3 A meta-análise na fitopatologia

Na fitopatologia, bem como nas diversas áreas da agronomia, é comum a repetição de estudos ou tratamentos independentes, tanto no tempo quanto no espaço. Apesar de nem sempre os estudos serem conclusivos, eles geram um volume de dados que, com as técnicas estatísticas apropriadas, podem ser aproveitados na sumarização quantitativa de evidências.

Desde o final da década de 1990, foram encontrados 21 estudos meta-analíticos publicados no contexto da fitopatologia. O primeiro foi conduzido por Shaw e Larson (1999), que sumarizaram a eficiência média da fumigação do solo com diferentes produtos no cultivo do morango. A Tabela 1 é uma versão ampliada de um artigo de revisão sobre o assunto

(Ngugi *et al.*, 2011a), com a inclusão de sete estudos publicados até outubro de 2013.

O uso da meta-análise na fitopatologia foi tema de um workshop organizado no encontro anual da Sociedade Americana de Fitopatologia (APS) de 2009, o que resultou em três artigos publicados na principal revista da sociedade (Madden & Paul, 2011; Mila & Ngugi, 2011; Ngugi *et al.* 2011b).

A maioria dos estudos meta-analíticos na área de fitopatologia objetivou sumarizar os dados de eficiência de produtos químicos ou biológicos no controle de doença e explora as relações entre variáveis contínuas relacionadas à intensidade da doença, componente de produtividade ou atributo de qualidade. O número de estudos primários sumarizados nesses estudos meta-analíticos variou de 5 a 225 (Tabela 1).

A ME utilizada varia conforme o objetivo do trabalho (Ngugi *et al.*, 2011a). Em estudos de eficiência de produtos no controle de doenças, as métricas mais usadas são a diferença média padronizada (Shaw & Larson, 1999) e absoluta (Paul *et al.*, 2010; Paul *et al.*, 2011) e o logaritmo da razão de resposta (Paul *et al.*, 2007; Paul *et al.*, 2008). Já em estudos de relação entre duas variáveis contínuas têm se utilizado o coeficiente de correlação (Paul *et al.*, 2005) e coeficientes da regressão linear (Rosenberg & Garrett, 2004; Paul *et al.*, 2006; Shah & Dillard, 2006).

TABELA 1 Características de artigos publicados com meta-análise de dados na área de Fitopatologia entre os anos de 1999 a 2013.

Cultura	Patossistema	Assunto	n	ME ¹	Modelo ²	Referência
Morangueiro	Múltiplo	Fumigação do solo e produtividade	45	D _p	EF; UNI	Shaw & Larson (1999)
Diversas	Múltiplo	Micorizas e relação planta – patógeno	68	D _p	EM; UNI	Borowicz (2001)
Trigo	Doenças foliares	Estudo de caso	5	β_1	EF; UNI	Rosenberg & Garrett, (2004)
Trigo	Giberela	Relação doença-micotoxinas	163	Z	EA; UNI	Paul <i>et al.</i> (2005)
Diversas	Múltiplo	Biocontrole de doenças de plantas	149	D _p	EF; UNI	Ojiambo & Scherm (2006)
Trigo	Giberela	Relação sintomas-micotoxinas	126	β_0 ; β_1	EA; UNI	Paul <i>et al.</i> (2006)
Milho doce	Ferrugem comum	Relação severidade-produtividade	20	β_1	EA; UNI e REG	Shah & Dillard (2006)
Diversas	Múltiplo	Interação entre organismos e o efeito em plantas	160	D _c ; L _R	EM; UNI	Morris <i>et al.</i> (2007)
Trigo	Giberela	Efeito do tebuconazole no controle da doença	139/101	L _R	EA e EM; UNI	Paul <i>et al.</i> (2007)
Trigo	Giberela	Controle químico e produtividade	45/152	L _R	EA e EM; MULT	Paul <i>et al.</i> (2008)
Soja	Ferrugem Asiática	Controle químico e produtividade	71	R	ENP; UNI	Scherm <i>et al.</i> (2009)
Curcubitaceas	Míldio	Controle químico	105	L _D	EF, EA e EM; UNI	Ojiambo <i>et al.</i> (2010)
Trigo	Giberela	Controle químico e produtividade e qualidade grãos	47/136	D	EA e EM; MULT	Paul <i>et al.</i> (2010)
Milho	Múltiplos	Controle químico e produtividade	212	D	EA e EM; UNI	Paul <i>et al.</i> (2011)
Diversas	“FireBlight”	Estudo de caso	58	L _R	EA e EB; UNI	Mila & Ngugi (2011)
Soja e diversos	Ferrugem da soja e “FireBlight”	Estudo de caso	73/69	L _R	ENP; UNI e EA, MULT	Ngugi <i>et al.</i> (2011)
Diversas	“FireBlight”	Produtos para o controle da doença	69	L _R	EA; MULT	Ngugi <i>et al.</i> (2011)
Trigo	Ferrugem estriada	Efeito da mistura de cultivares	161	ER	EF, EA e EM; UNI	Huang <i>et al.</i> (2012)
Trigo	Giberela	Controle químico e resistência varietal	53	L _R	EA; MULT	Willyerd <i>et al.</i> (2012)
Morangueiro e tomateiro	Múltiplos	Fumigação do solo e produtividade	116	D _p	EF; UNI	Belova <i>et al.</i> (2013)
Trigo	Manchas foliares	Controle químico e produtividade	225	D	EF; UNI	Salam <i>et al.</i> (2013)

¹ ME = medida de efeito utilizada; D=diferença média; D_p=diferença média padronizada; D_c= d de Cohen; β_0 = coeficiente linear; β_1 = coeficiente angular; Z = coeficiente de correlação transformado (Fisher); R = razão de resposta; ER = efeito relativo; L_R = log da razão de resposta, L_D = log do d de Cohen

² Modelos usados na meta-análise. EF = modelos de efeito fixo, EA = modelo de efeito aleatório; EM = modelos de efeito misto; EB = modelo bayesiano; ENP = modelo não paramétrico; UNI = análise univariada; MULT = análise multivariada; REG = meta-regressão.

Diferentes modelos de análise foram utilizados, sendo mais frequentes os de efeito fixo, efeitos aleatórios ou misto (Ngugi *et al.*,

2011a). Apenas um estudo de caso utilizou a estatística Bayesiana (Mila & Ngugi, 2011) e outro a estatística não paramétrica, devido a falta de normalidade na distribuição dos dados, mesmo após a transformação logarítmica (Scherer *et al.*, 2009). Dentre os modelos clássicos de análise, o mais comum é a abordagem de análise univariada e em sub-grupos, onde se ajusta um modelo separado para cada variável de interesse, mesmo que elas co-existam em um mesmo estudo primário (Paul *et al.*, 2011; Huang *et al.*, 2012). Alternativamente, nesse caso, pode-se ajustar uma estatística multivariada, onde se considera as correlações entre as diferentes medidas de um mesmo estudo (Ngugi *et al.*, 2011b; Willyerd *et al.*, 2012).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Descrição dos ensaios

Os dados utilizados no presente estudo foram obtidos junto à coordenação do Consórcio Antiferrugem (CAF) a qual, dentre as suas atribuições, organiza uma rede anual de ensaios cooperativos junto aos pesquisadores credenciados para avaliar a eficiência de fungicidas no controle da ferrugem-asiática e na produtividade da cultura da soja. Ao longo de nove safras (2004/05 e 2012/13) foram conduzidos 231 ensaios por uma rede constituída de pesquisadores de universidades e instituições de pesquisa públicas e privadas credenciadas junto ao CAF. Os dados utilizados nesse trabalho foram publicados em boletins de pesquisa com os resultados da análise conjunta dos dados dos ensaios para cada safra (Godoy *et al.*; 2005, Godoy *et al.*; 2006; Godoy *et al.*, 2007; Godoy *et al.*, 2008; Godoy *et al.* 2009; Godoy *et al.*, 2010; Godoy *et al.*, 2011, Godoy *et al.*, 2012, Godoy *et al.*, 2013). Nesse período de experimentação em rede, os ensaios foram conduzidos em 57 municípios de 12 estados da federação, representando, dessa forma, as principais áreas de cultivo de soja no Brasil e os mais diversos cenários de clima e disponibilidade de inóculo (Figura 1).



FIGURA 1 Locais onde foram conduzidos ensaios para avaliação de eficiência de fungicidas no controle da ferrugem asiática pela rede do Consórcio Antiferrugem em nove safras consecutivas no Brasil (2004/05 e 2012/13).

O protocolo que é definido pelo CAF contempla fungicidas comerciais, de uso mais antigo ou recém registrados, além de produtos em processo de registro. Um tratamento testemunha (sem aplicação de fungicida) foi sempre incluído para fins de avaliação do efeito do fungicida no controle da doença. No conjunto de dados encontram-se 24 princípios ativos de quatro grupos químicos de fungicidas formulados em 40 produtos com apenas um princípio ativo ou em misturas duplas ou triplas de diferentes princípios ativos e/ou grupos químicos. Eventualmente, produtos em processo de registro não foram avaliados em alguns locais de uma determinada safra devido a restrições legais.

3.1.1 Metodologia de condução dos ensaios

A forma de condução dos ensaios variou ligeiramente entre os locais e os anos, adaptando-se a realidade de cada cenário. Entretanto, todos os ensaios foram conduzidos com base em um protocolo de metodologia padronizado de condução e a avaliação.

O delineamento experimental do protocolo padrão foi o casualizado em blocos com quatro repetições. As parcelas foram constituídas por seis linhas com cinco metros de comprimento. Na maioria dos ensaios foram testadas, pelo menos, duas aplicações calendarizadas para todos os tratamentos avaliados, sendo a primeira aplicação feita nos estádios R1 ou R2 (início do florescimento/florescimento pleno), com uma reaplicação 20 dias após. Eventualmente, em locais com severa epidemia, uma ou duas aplicações adicionais foram feitas (33 ensaios com três aplicações, e cinco ensaio com quatro aplicações). As aplicações foram realizadas com pulverizador costal de CO₂ com um volume de calda padrão de 200 l.ha⁻¹. Diferentes cultivares foram usadas nos ensaios, entretanto, todas suscetíveis à ferrugem-asiática. A doença se estabeleceu naturalmente nos ensaios. Demais práticas de manejo seguiram as indicações técnicas de cada região.

A severidade da ferrugem-asiática (proporção de área de tecido sintomático) foi avaliada, com base na observação de folíolos, no mínimo, em dois momentos: 1) na primeira aplicação, o que definiu se no ensaio em particular a aplicação foi do tipo preventiva ou curativa e, 2) quando da ocorrência do estágio R6 (vagens completamente granadas e maturação) (Fehr *et al.*, 1971), para representar a severidade máxima. Em todos os

ensaios os avaliadores tinham experiência na avaliação obtida pelo treinamento com uma escala diagramática da severidade (Godoy *et al.*, 2006). Em cada uma das parcelas, as avaliações visuais da severidade foram feitas em dez folíolos, em três alturas do dossel, sendo calculado um valor médio para a parcela. No caso de desfolha em um dos três dosséis, atribuía-se o valor de 100% à severidade. Portanto, a severidade aqui referida, doravante denominada SEV, em alguns casos de desfolha precoce pela doença, é uma métrica composta que considera a desfolha e a severidade média das folhas ainda presentes na planta. Avaliações de percentual de desfolha não estavam disponíveis para a maioria dos ensaios.

Ao atingir o ponto de colheita, 5m² centrais foram colhidos manualmente e trilhados. A produtividade (PROD) foi corrigida considerando a umidade dos grãos a 13% de umidade e expressa em kg/ha. Os valores de SEV e PROD determinados nas parcelas dos ensaios são apresentados na Figura 2. Em algumas situações as avaliações de produtividade não estavam disponíveis, provavelmente por algum problema que inviabilizou a colheita, portanto o número de avaliações de severidade é maior que o da produtividade. No total, o banco de dados do CAF contava com 13.213 avaliações de severidade e 12.839 de produtividade. Cada valor representa uma unidade experimental (parcela) de cada ensaio. O detalhamento de cada ensaios pode ser observado no Apêndice 1.

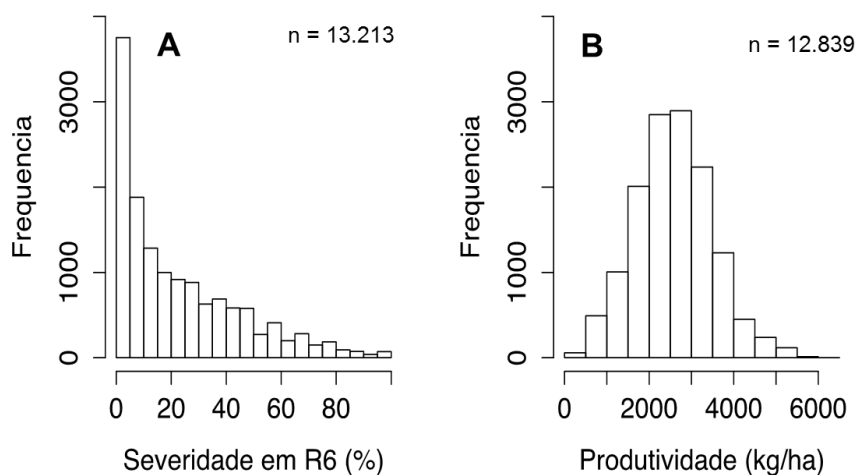


FIGURA 2 Frequência dos valores de severidade da ferrugem-asiática determinada visualmente no estágio R6 e da produtividade de grãos em parcelas experimentais de 231 ensaios de campo conduzidos pela rede do Consórcio Antiferrugem entre as safras de 2004/5 e 2012/13

3.2 Análises da relação severidade-produtividade

A relação SEV-PROD da ferrugem-asiática foi estudada usando-se os dados obtidos em todas as parcelas (blocos) dos ensaios selecionados para esse fim. Assumiu-se que o efeito diferencial dos fungicidas, junto com a parcela sem aplicação de fungicidas, foi o que determinou o gradiente de severidade observado nas parcelas. Assim, a PROD máxima foi aquela observada em um tratamento fungicida, enquanto que a produtividade mínima, normalmente, foi observada nas parcelas dos tratamentos testemunha, ou seja, sem aplicação do fungicida. Foi desconsiderado, nesse estudo, o possível efeito fisiológico de alguns fungicidas, que pode afetar positivamente os componentes do rendimento (Grossmann & Retzlaff, 1997; Bartlett *et al.*, 2002).

Esse estudo constou de três etapas básicas que incluiu a 1) seleção dos ensaios segundo alguns critérios, 2) as análises de correlação e regressão linear para os dados da relação SEV-PROD de cada ensaio e

obtenção da medida de efeito 3) a sumarização das medidas de efeito por modelos de efeitos aleatórios e modelos de efeitos mistos (testando efeito de uma covariável) (Figura 3).

Na etapa de seleção, foram excluídos da análise seis ensaios que não continham dados para uma das variáveis relacionadas (Figura 3). Especificamente para a regressão linear para a estimativa dos coeficientes β_1 e β_0 para cada ensaio, foram excluídos mais 15 ensaios que apresentaram valores muito baixos de severidade no tratamento testemunha (menor ou igual a 10%), seguindo procedimento adotado na análise conjunta dos ensaios cooperativos do CAF (Godoy *et al.*, 2012). Além desses, seis outros ensaios que apresentarem valores discrepantes (*outliers*), também foram excluídos. Assim, 204 ensaios foram usados na nas regressões lineares e sumarização por meta-análise (Figura 3).

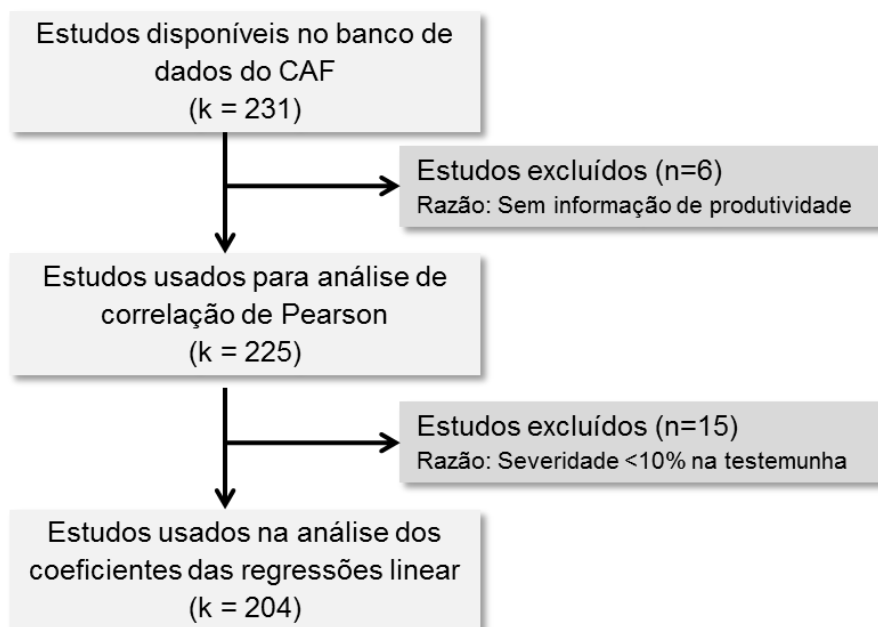


FIGURA 3 Etapas da meta-análise para o estudo da relação entre a severidade final de ferrugem e a produtividade de soja em ensaios cooperativos conduzidos no Brasil entre as safras 2004/05 e 2012/13.

3.2.1 Associação severidade da ferrugem-asiática e produtividade da soja

A associação entre essas duas variáveis foi quantificada pelo coeficiente de correlação de Pearson (r), obtido pelo procedimento PROC CORR do SAS (The CORR Procedure), considerando todas as parcelas de cada tratamento e não a média dos parcelas (blocos). No total, foram sumarizados o conjunto de r de 225 ensaios.

De forma a obter melhores propriedades estatísticas, como aderência a normalidade (Paul *et al.*, 2005; Borenstein *et al.*, 2009), os coeficientes de correlação foram transformados para Z de Fisher pela equação 1 (Fisher, 1928).

$$Z_k = \frac{1}{2} \log \left(\frac{1+r_k}{1-r_k} \right) \quad (1)$$

Onde Z_k é o coeficiente de Fisher no ensaio k ($k= 1,2, \dots, n$) ; e o r_k é o coeficiente de correlação de Pearson do ensaio k .

A variabilidade do Z é obtida pela equação 2.

$$v_z = \frac{1}{n_k - 3} \quad (2)$$

Onde v_z é a variabilidade do Z no ensaio k ($k= 1,2, \dots, n$) ; e o n_k é o número de combinações SEV e PROD do ensaio k .

Nos modelos meta-analíticos, o coeficiente Z foi usado como medida de efeito. Dado que o valor de Z calculado em cada ensaio é uma estimativa do verdadeiro efeito, a variância de Z entra na meta-análise de modo a incorporar a incerteza desta estimativa. Após a estimativa, por meta-análise, do valor global do coeficiente de Fisher (\bar{Z}), este foi transformado novamente para o \bar{r}_z para facilitar a interpretação, pela equação 3.

$$\bar{r}_z = \frac{e^{2\bar{z}} - 1}{e^{2\bar{z}} + 1} \quad (3)$$

Onde: \bar{r}_z é o coeficiente de correlação obtido a partir do \bar{Z} ; e \bar{Z} é o coeficiente de Fisher resultante da meta-análise.

3.2.2 Análise da relação entre a severidade da ferrugem-asiática e a produtividade da soja

Um modelo de regressão linear foi ajustado para cada um dos 204 ensaios considerando o bloco como fator de efeito aleatório. A severidade, variável preditora contínua, foi tratada como fator fixo (4).

$$y_{ijk} = \beta_{0k} + \beta_{1k}x_{ijk} + e_{ijk} \quad (4)$$

Onde y_{ijk} e x_{ijk} são, respectivamente, PROD em kg/ha e SEV no estágio R6 em ponto percentual, no bloco j ($j = 1, 2, 3, 4$) do tratamento i ($i = 1, 2, \dots, n_i$)

no ensaio k ($k = 1, 2, \dots, n$), β_{0k} e β_{1k} são o coeficiente linear e angular, respectivamente, no ensaio k ; e_{ijk} é o erro aleatório associado a cada observação y_{ijk} . O coeficiente angular representa a redução da PROD (kg/ha) para cada unidade de incremento de SEV (em ponto percentual, %), a qual é expressa em kg/ha/%.

Nos modelos meta-analíticos os valores β_{1k} e β_{0k} das regressões de cada ensaio foram utilizados com a medida de efeito. Novamente, as variâncias de cada β_{1k} e β_{0k} foram consideradas no modelo de modo a representar sua incerteza quanto estimativa do verdadeira coeficiente angular.

3.3 Modelos meta-analíticos para a sumarização das medidas de efeito

Dois tipos de modelos foram ajustados. Primeiramente, como análise exploratória da heterogeneidade entre estudos, um modelo de efeitos aleatórios obteve uma estimativa global para as medidas de efeito Z de Fisher, β_1 e β_0 . Posteriormente, foram ajustados diferentes modelos de efeitos mistos de modo a avaliar a influência de variáveis moderadoras no Z de Fisher, β_0 e β_1 . Como resultado obteve-se estimativas globais específicas para cada classe das moderadoras. No caso de moderadora quantitativa, o modelo misto considerou uma relação linear. Ou seja, uma reta cuja variável independente é a variável moderadora e a variável dependente é o Z de Fisher, β_0 ou β_1 de cada estudo.

O coeficiente de dano relativo, que é a redução percentual da produtividade atingível na ausência de severidade para cada incremento de um ponto percentual da severidade, foi calculado através da equação $((\beta_1/\beta_0)*100)$, tanto para os ensaios individualmente, quanto para os coeficientes médios estimados pelos modelos meta-analíticos.

3.3.1 Modelo de efeitos aleatórios

Foi escolhido o modelo de efeito aleatório, em detrimento ao fixo, pois assumiu-se que o conjunto de estudos primários selecionados forma uma amostra de uma população de ensaios. O modelo é descrito por (5):

$$ME_k = \mu_0 + \theta_k + \varepsilon_k \quad (5)$$

$$\varepsilon_k \sim N(0, \sigma_k^2)$$

$$\theta_k \sim N(0, \tau^2)$$

Onde ME_k é a medida de efeito estimada no estudo k ; σ_k^2 é a variância estimada no estudo k . θ_k é o efeito aleatório do estudo k (variabilidade entre estudos); ε_k é o erro amostral do estudo k ; μ_0 e τ^2 são os parâmetros do modelo meta-analítico a ser estimado. μ_0 representa a medida de efeito global e τ^2 representa a variabilidade entre os estudos.

O método de estimação da variabilidade entre estudos utilizado foi o de máxima verossimilhança (Viechtbauer, 2007). A estimativa da medida do efeito global é dada por:

$$\overline{ME} = \frac{\sum_{i=1}^k w_k ME_k}{\sum_{i=1}^k w_k} \quad (6)$$

Onde w_i é o de ponderação da meta-análise, dado por 7

$$w_k = \frac{1}{\sigma_k^2 + \tau^2} \quad (7)$$

O teste de Wald foi usado para a avaliar se a medida de efeito global estimada é significativa (Viechtbauer, 2007). A avaliação da heterogeneidade do modelo aleatório foi feita pelo teste Q (Hedges, 1983) e estatística I^2 (Higgins & Thompson, 2002; Higgins *et al.*, 2003).

3.3.2 Meta-análise com modelo de efeitos mistos

Após a estimativa da medida de efeito global, variáveis moderadoras foram introduzidas no modelo de efeitos aleatórios. Elas foram definidas com base em características dos ensaios como prováveis candidatas a fatores que explicariam a heterogeneidade entre ensaios. Um modelo de efeitos mistos foi ajustado para cada variável moderadora, para avaliar a magnitude da influência de cada uma dessas variáveis na medida de efeito global. O modelo misto é definido analogamente ao modelo de efeitos aleatórios (5) apenas alterando o parâmetro μ_0 que será dado por:

$$\mu_0 = \beta_0 + \beta_1 x_{1k} + \beta_2 x_{2k} + \dots + \beta_p x_{pk} \quad (8)$$

onde $\beta_0, \beta_1, \beta_2 \dots \beta_p$ são os coeficientes linear e angular da regressão; $x_{1k}, x_{2k} \dots x_{pk}$, são os valores observados das P variáveis moderadoras (covariáveis) no estudo k;

Foram criadas quatro variáveis moderadoras: 1) severidade no tratamento testemunha (SEV_{test}); 2) estabelecimento das epidemias (EPID); 3) ano de condução dos ensaios (ANO) e; 4) safra (SAF).

A covariável SEV_{test} é uma medida da intensidade da epidemia em condições naturais, sem controle químico e foi categorizada em três classes: Alta: >70%; Média: >40 e ≤70% e; Baixa ≤40%. Esta moderadora foi categorizada para facilitar a compreensão dos resultados, usando mesmo critério de Scherm *et al.* (2009).

O início das epidemias foi moderado através da covariável EPID. Como as aplicações foram calendarizadas, iniciando em R1, e neste momento foi realizado um avaliação de incidência, foi possível classificar os ensaios segundo o momento de início da epidemia, sendo antes de R1 (<R1) ou depois de R1 (>R1).

A covariável ANO é uma moderadora contínua, permitindo assim detectar uma tendência linear de aumento ou redução dos coeficientes com o passar dos anos. A covariável SAF representa os nove anos como fator categórico, ou seja, tratando as safras como independentes.

A significância dos coeficientes estimados foi avaliada através do teste de Wald (Viechtbauer, 2007).

3.4 Software e pacotes estatísticos usados

As análises de regressão individuais e dos coeficientes de correlação de Pearson, para cada ensaio foram feitas com os procedimentos MIXED e CORR, respectivamente, do software estatístico SAS/STAT do SAS System (SAS Institute, Cary, NC). Já as estatísticas relacionadas aos modelos meta-analíticos foram ajustadas utilizando o pacote Metafor (The metafor package) (Viechtbauer, 2010) do software estatístico R (R Development Core Team, 2010).

4 RESULTADOS

4.1 Correlação entre severidade da doença e produtividade da cultura

4.1.1 Medida de efeito global estimada por modelo de efeitos aleatórios

Os coeficientes de correlação (r) da relação SEV-PROD foram, em sua maioria, negativos, com exceção de três ensaios. Os valores de r variaram de -0,956 a 0,231, sendo o valor da mediana de -0,585 (FIGURA 4A). Os valores transformados para o Z variaram de -1,901 a 0,236, com mediana de -0,670 (Figura 4B). A variância do Z variou de 0,014 a 0,048, com mediana de 0,018.

O coeficiente de Fisher global (\bar{Z}) estimado pelo modelo de efeitos aleatórios foi de -0,701 (IC95% -0,751; -0,651). A transformação reversa da média da medida de efeito \bar{Z} resultou em um \bar{r} -0,605 (IC95% -0,636; 0,572), diferindo significativamente de zero ($P < 0,001$), indicando assim uma associação linear negativa na relação SEV-PROD.

A variabilidade entre os ensaios ($\bar{\tau}^2$), estimada por máxima verossimilhança foi de 0,127 (E.P. 0,014). A análise de heterogeneidade apresentou $I^2 = 87,23\%$, e o teste Q de Cochran foi significativo ($P < 0,001$).

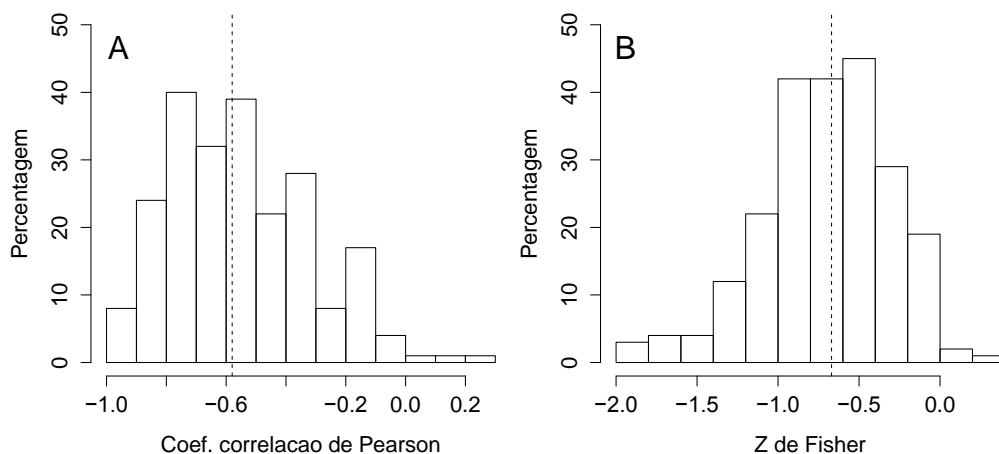


FIGURA 4 Frequência dos coeficientes de correlação de Pearson (A) e sua transformação em Z de Fisher (B) da relação entre a severidade de ferrugem-asiática e a produtividade da soja obtida em 225 ensaios cooperativos. A linha tracejada representa a mediana.

4.1.2 Efeito de variáveis moderadoras no coeficiente de correlação

Com o objetivo de verificar possíveis covariáveis que expliquem a alta heterogeneidade determinada pela estatística I^2 e Q teste, um modelo misto para cada uma das quatro covariáveis (SEV_{test} , EPID, SAF, ANO) foi ajustado. Três das quatro covariáveis testadas mostraram efeito significativo (Tabela 2). Somente a moderadora ANO, tratada como contínua em um modelo de meta-regressão, não foi significativa ($P = 0,404$). Para aquelas com influência significativa, a redução na variabilidade entre estudos variou de 12,6% a 26,0%, sendo a maior verificada para a moderadora que representa três classes de severidade.

TABELA 2 Significância de moderadoras em um modelo de meta-análise de efeito misto, e a respectiva redução na variabilidade entre estudos, para a estimativa da medida de efeito (Z de Fisher) da relação entre severidade da ferrugem-asiática e produtividade da soja em 225 ensaios cooperativos.

Mod ¹	Teste de Wald ²			Variabilidade entre estudos ³	
	gl	W	P	$\bar{\tau}^2$	Redução(%)
SEV _{test}	2	65,6	< 0,001	0,094	26,0
EPID	1	32,2	< 0,001	0,110	13,4
SAF	8	27,2	0,001	0,111	12,6
ANO	1	0,7	0,404	0,126	0,8

¹Variáveis moderadoras. SEV_{test}: Classe de severidade da ferrugem-asiática na testemunha (Alta: >70%; Média: entre 70 e 40 %; Baixa: <40%); EPID: estabelecimento das epidemias, antes de R1 ou depois de R1; SAF: Safras como variável categórica; ANO: ano de colheita como variável contínua.

²Estatísticas de significância do modelo meta-analítico. gl: graus de liberdade; W: estatística do teste tipo Wald; P: valor de probabilidade.

³Variabilidade entre estudos ($\bar{\tau}^2$) e sua redução percentual relativa a variabilidade entre estudos do modelo aleatório (sem moderadora) estimada em 0,127.

As estimativas de \bar{Z} para da uma das covariáveis significativas são apresentados na Tabela 3 e sua retrotransformação em \bar{r} na Figura 5. Observou-se que a associação SEV-PROD foi mais forte em ensaios com severidade da doença testemunha no nível mais alto. A diferença do \bar{r} entre a classe alta, maior associação, e as demais foi de 0,105 e 0,191 para a classe média e baixa, correspondendo a uma diminuição relativa na magnitude da associação de 45,6% e 70,6%, respectivamente. Para o modelo com a moderadora EPID, observou-se que nos ensaios onde a doença se estabeleceu antes do estágio R1 a medida de associação foi 33,1% maior do que nos ensaios onde a doença se estabeleceu depois de R1.

TABELA 3 Estatísticas de três modelos de meta-análise de efeitos mistos, cada um com uma variável moderadora categórica da medida de efeito (Z de Fisher), ajustados aos dados da relação entre severidade da ferrugem-asiática no estádio R6 e produtividade da soja em ensaios cooperativos.

Moderadora ¹	Classe	N ²	Medida de efeito ³			
			\bar{Z}	E.P.	\bar{Z}_{inf}	\bar{Z}_{sup}
SEV _{test}	Alta	82	-0,898	0,037	-0,971	-0,825
	Média	77	-0,708	0,038	-0,783	-0,633
	Baixa	66	-0,446	0,042	-0,527	-0,364
EPID	>R1	120	-0,584	0,033	-0,649	-0,520
	<R1	93	-0,867	0,038	-0,941	-0,794
SAF	2004/05	19	-0,541	0,083	-0,703	-0,379
	2005/06	19	-0,841	0,088	-1,014	-0,667
	2006/07	39	-0,718	0,058	-0,831	-0,605
	2007/08	10	-0,552	0,118	-0,782	-0,321
	2008/09	53	-0,591	0,049	-0,688	-0,495
	2009/10	28	-0,947	0,069	-1,081	-0,812
	2010/11	21	-0,785	0,078	-0,937	-0,633
	2011/12	15	-0,668	0,093	-0,850	-0,487
	2012/13	21	-0,666	0,077	-0,818	-0,515

¹Variáveis moderadoras: SEV_{test}: Classe de severidade da ferrugem-asiática na testemunha (Alta: >70%; Média: entre 70 e 40 %; Baixa: <40%); EPID: estabelecimento das epidemias, antes de R1 (<R1) ou depois de R1 (>R1); SAF: Safras como variável categórica.

²Número de ensaios analisados

³Estatísticas do modelo meta-analítico. \bar{Z} : medida de efeito global do coeficiente de Fisher; E.P.: erro padrão da medida de efeito global. Limites inferior e superior do intervalo de confiança 95%

Para o modelo considerando as safras (SAF) como covariáveis, o valor de \bar{r} foi mais alto (-0,738), indicando mais forte associação, na safra 2009/10 e mais baixo (-0,494) na safra 2004/05, indicando mais fraca associação entre SEV-PROD (Figura 5). A maior amplitude do IC95% na safra 2007/08 se deve possivelmente ao baixo número de ensaios (n=10) conduzidos naquela safra.

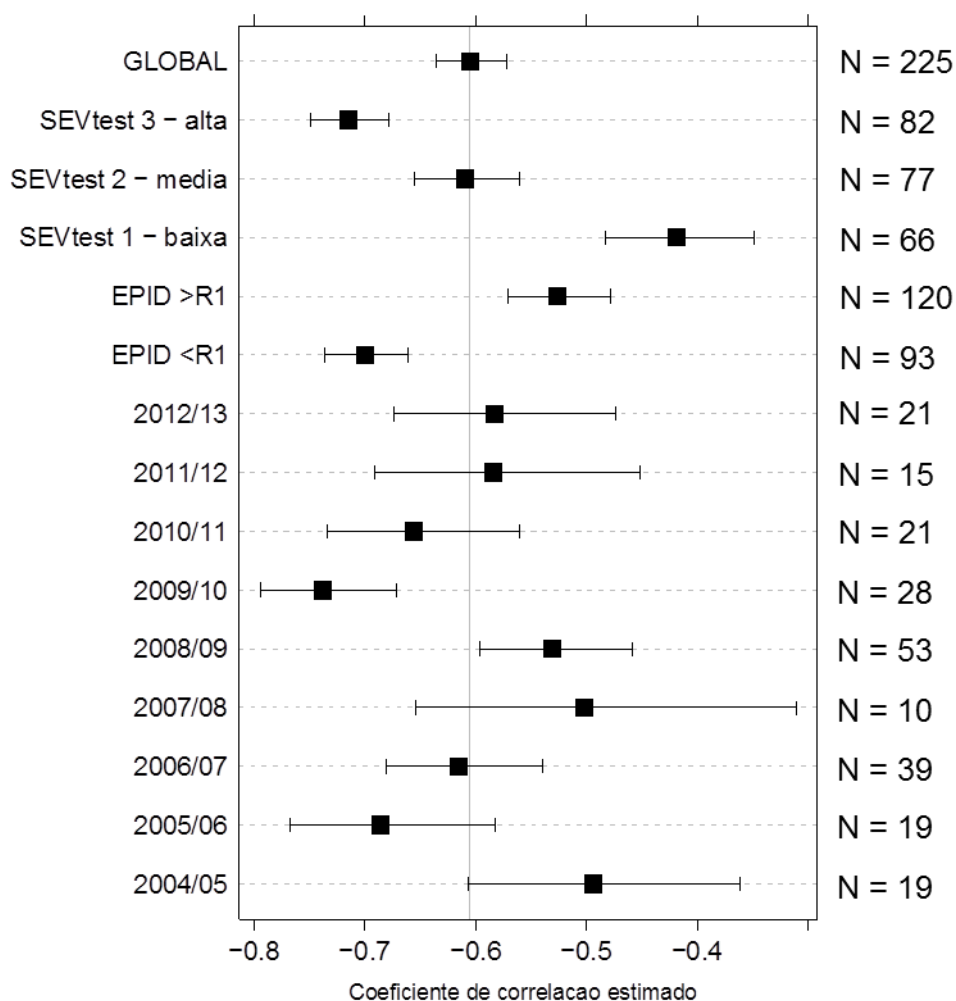


FIGURA 5 Meta-análise do coeficiente de correlação estimada por modelo de efeitos aleatórios (global) e modelos de efeitos mistos com o uso das moderadoras severidade no tratamento testemunha, estabelecimento da epidemia e safra, e o respectivo número em cada modelo ou classe.

4.2 Regressão linear entre severidade da ferrugem e produtividade da soja

4.2.1 Medida de efeito global estimada por modelo de efeitos aleatórios

O coeficiente linear das regressões (β_0), que representa a produtividade na ausência da doença, para a relação SEV-PROD em 204

ensaios variou de 703,8 a 5063 kg/ha, com mediana 3001 kg/ha (Figura 6A). O coeficiente angular (β_1) dos modelos de regressão linear ajustados a cada um dos ensaios, variou de -3,16 a -52,42 a kg/ha/%, com mediana de -15,98 kg/ha/% (Figura 6B). A análise da significância das retas ajustadas mostrou que 76,5% dos valores de P foram $<0,001$ (156 ensaios), 16,2% $<0,05$ (33 ensaios) e somente 7,4% não foram significativas (15 ensaios). Os coeficientes de dano relativos dos ensaios variaram de -4,3 a -0,07, com mediana de -0,55 (Figura 6C). A representação gráfica de todas as retas, para os coeficientes lineares e angulares estimados para cada ensaio, é apresentada na Figura 7A. No Apêndice 2, gráficos de dispersão de pontos para os primeiros 64 ensaios podem ser visualizados como exemplo dos usados neste estudo.

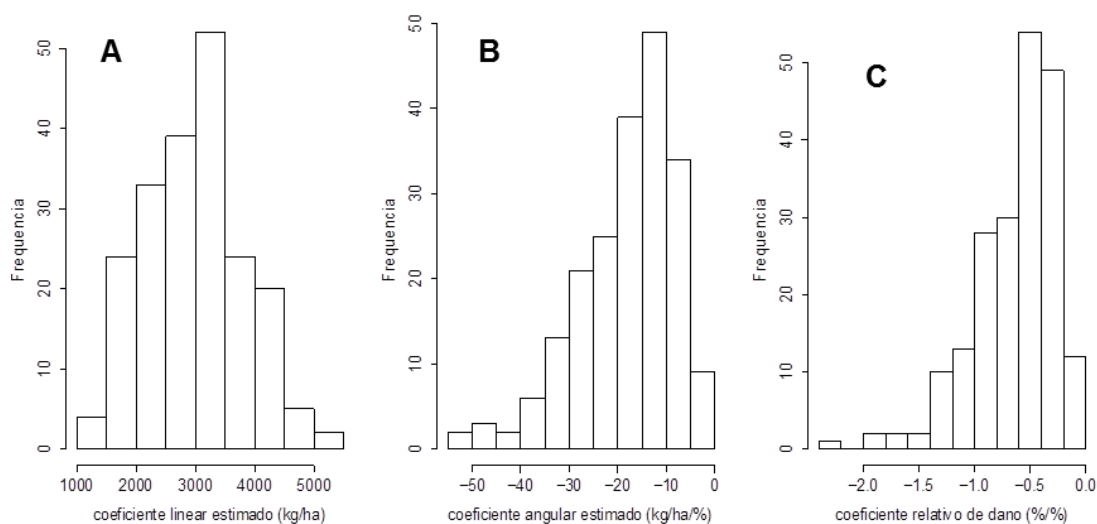


FIGURA 6 Distribuição dos coeficientes lineares (intercepto) (A), angulares (inclinação da reta) (B) e de dano relativo (C) da relação da severidade de ferrugem-asiática e produtividade dos 204 ensaios selecionados para a análise meta-analítica.

O coeficiente linear global ($\overline{\beta_0}$) e o coeficiente angular global ($\overline{\beta_1}$) estimados para a relação severidade ferrugem-asiática e produtividade são apresentados na Tabela 4 e as retas representando esses coeficientes globais e o respectivo intervalo de confiança são apresentados na Figura 7B. Para ambos os coeficientes, a variabilidade entre os ensaios ($\overline{\tau^2}$), estimada por máxima verossimilhança foi alta. A análise de heterogeneidade foi significativa para ambos coeficientes, segundo o Q teste ($P < 0,001$), e o valores da estatística I^2 foram elevados, segundo os critérios de Higgins *et al.* (2003).

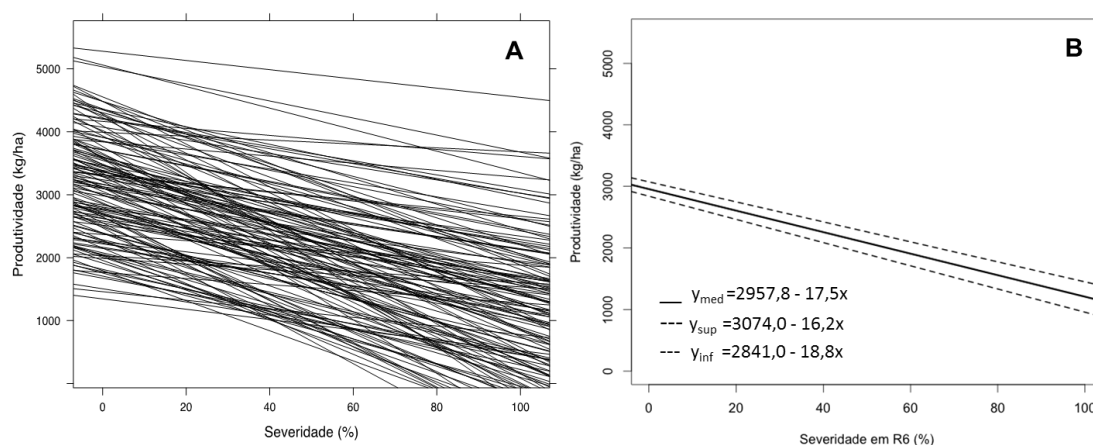


FIGURA 7 Retas das regressões entre severidade de ferrugem e produtividade e para cada ensaio (A) e estimada por modelo de efeito aleatório com intervalo de confiança 95%(B) .

Segundo os coeficientes globais, pode-se dizer que para cada incremento em um ponto percentual na severidade da ferrugem-asiática em R6, houve uma redução média de 17,5 kg/ha (IC95%: 16,25; 18,85 kg/ha), na expectativa de produtividade de 2958 kg/ha, valor do $\overline{\beta_0}$ estimado pelo modelo de efeitos aleatórios. O coeficiente de dano relativo foi de -0,58% (CI95% -0,66; -0,53) para cada ponto percentual de severidade.

Padronizando-se para uma produtividade esperada de uma tonelada, o coeficiente de dano, em sua forma usual para o cálculo do limiar de dano econômico (Reis *et al.*, 2008), foi calculado em -5,9 kg/ha (CI95% -6,6; -5,3 kg/ha).

TABELA 4 Estatísticas de um modelo de efeitos aleatórios para estimativa da média dos coeficientes angulares ($\bar{\beta}_1$) e lineares ($\bar{\beta}_0$) de 204 regressões lineares entre a severidade da ferrugem-asiática no estádio R6 e a produtividade da soja em ensaios cooperativos.

Coeficiente	Medida de efeito ¹				Estatísticas ²		
	\overline{ME}^1	E.P	\overline{ME}_{inf}	\overline{ME}_{sup}	$\bar{\tau}^2$	Q test	I ² (%)
$\bar{\beta}_1$	-17,5	0,66	-18,7	-16,2	77,2	< 0,001	94,5
$\bar{\beta}_0$	2958	59,3	2842	3074	704894,1	< 0,001	99,4

¹Medida de efeito estimada por modelo de efeitos aleatórios (*ME*), seu erro padrão (E.P.) e seus limites inferior (\overline{ME}_{inf}) e superior (\overline{ME}_{sup}) do intervalo de confiança 95%.

²Variabilidade entre estudos ($\bar{\tau}^2$); nível de significância do test Q de Cochran; e estatística I².

4.2.2 Efeito de variáveis moderadoras nos coeficientes das regressões

Para três dos quatro modelos de efeitos mistos que consideraram uma variável moderadora, houve significância da covariável na estimativa do $\bar{\beta}_1$, com exceção da variável contínua ANO ($P = 0,5$) (Tabela 5). Por outro lado, apenas o modelo misto com o uso da covariável ANO foi significativo para o $\bar{\beta}_0$.

Concordando com os resultados da meta-análise dos coeficientes de correlação, em situações onde as condições ambientais proporcionaram uma alta severidade da ferrugem-asiática (>70%) no tratamento sem aplicação de fungicidas, a redução absoluta na produtividade foi a mais baixa (Tabela 6 e Figura 8A). Para os ensaios da classe alta de SEV_{test} o

$\bar{\beta}_1$ foi 5,84 kg/ha/% mais negativo do que em relação a classe baixa (<40%), indicando menor redução para cada incremento unitário percentual da severidade. Entretanto, apesar da redução da produtividade em termos absolutos para cada incremento unitário de severidade ter sido maior para a classe baixa (<40%), é importante ressaltar que, pela categorização, os valores de severidade na categoria alta foram quase o dobro da baixa, gerando uma redução absoluta maior.

TABELA 5 Significância da moderadora em um modelo de efeitos mistos, e sua contribuição na redução da heterogeneidade, na estimativa média dos coeficientes angulares ($\bar{\beta}_1$) e lineares ($\bar{\beta}_0$) de 204 regressões lineares entre a severidade da ferrugem-asiática em R6 e a produtividade da soja em ensaios cooperativos.

Coef.	Moderadora	Teste de Wald ²			Variabilidade entre estudos ³	
		gl	W	P	$\bar{\tau}^2$	Redução (%)
$\bar{\beta}_1$	SEV _{test}	2	10,40	0,006	73,9	4,3
	EPID	1	14,57	0,001	69,2	10,4
	SAF	8	18,46	0,018	69,9	9,5
	ANO	1	0,45	0,500	77,0	0,3
$\bar{\beta}_0$	SEV _{test}	2	0,08	0,959	704703,9	0,03
	EPID	1	2,76	0,097	712753,7	0,00
	SAF	8	15,11	0,057	655545,0	7,00
	ANO	1	7,10	0,008	680108,2	3,52

¹Variáveis moderadoras. SEV_{test}: Classe de severidade da ferrugem-asiática na testemunha (Alta: >70%; Média: entre 70 e 40 %; Baixa: <40%); EPID: estabelecimento das epidemias, antes de R1 ou depois de R1; SAF: Safras como variável categórica; ANO: ano de colheita como variável contínua.

²Estatísticas de significância do modelo meta-analítico. gl: graus de liberdade; W: estatística do teste tipo Wald; P: valor de probabilidade.

³Variabilidade entre estudos ($\bar{\tau}^2$) e sua redução percentual relativa a variabilidade entre estudos do modelo aleatório (sem moderadora)(77,2).

A presença dos sintomas da doença antes de R1 resultou em uma maior redução da PROD para o aumento unitário da SEV. O modelo de efeitos mistos estimou uma redução absoluta de 5,07 kg/ha/% maior nessa

situação do que quando os sintomas foram detectados após R1 (Figura 8B).

TABELA 6 Estatísticas de três modelos meta-analíticos de efeitos mistos para estimativa do coeficiente linear ($\bar{\beta}_0$) e angular ($\bar{\beta}_1$) da regressão linear, para cada nível da variável moderadora considerada no modelo, para os dados da relação entre severidade da ferrugem-asiática e produtividade em 204 cooperativos.

Modelo ¹	Classe	N ²	Coeficientes da regressão linear ³				
			$\bar{\beta}_0$	$\bar{\beta}_0$ E.P.	$\bar{\beta}_1$	$\bar{\beta}_{1\text{ inf}}$	$\bar{\beta}_{1\text{ sup}}$
SEV _{test}	Alta	82	2979	93,67	-16,00	-17,93	-14,07
	Média	75	2944	97,75	-17,13	-19,19	-15,06
	Baixa	47	2944	123,28	-21,84	-24,85	-18,82
EPID	>R1	104	3060	83,38	-15,47	-17,24	-13,70
	<R1	89	2856	90,44	-20,54	-22,45	-18,63
SAF	2004/05	16	2669	203,55	-16,59	-21,10	-12,07
	2005/06	17	2725	198,74	-17,24	-21,58	-12,91
	2006/07	36	2977	136,88	-18,88	-21,84	-15,91
	2007/08	9	2710	273,14	-19,91	-26,29	-13,54
	2008/09	47	2819	119,01	-15,21	-17,84	-12,59
	2009/10	25	2956	163,16	-23,31	-26,84	-19,79
	2010/11	21	3429	178,68	-16,71	-20,54	-12,87
	2011/12	15	3272	211,20	-13,50	-17,94	-9,05
	2012/13	18	3073	191,65	-16,39	-20,46	-12,33

¹Variáveis moderadoras: SEV_{test}: Classe de severidade da ferrugem-asiática na testemunha (Alta: >70%; Média: entre 70 e 40 %; Baixa: <40%); EPID: estabelecimento das epidemias, antes de R1(<R1) ou depois de R1 (>R1); SAF: Safras como variável categórica.

²Número de ensaios analisados

³Estatísticas do modelo meta-analítico. $\bar{\beta}_0$: Coeficiente linear; $\bar{\beta}_0$ E.P.: Erro padrão do coeficiente linear; $\bar{\beta}_1$: Coeficiente angular; $\bar{\beta}_{1\text{ inf}}$ Limite inferior do intervalo de confiança 95%; $\bar{\beta}_{1\text{ sup}}$ Limite superior do intervalo de confiança 95%.

Para o modelo de efeitos mistos considerando as safras individuais como moderadoras (SAF), o $\bar{\beta}_1$ não foi constante durante as safras (Tabela 6). O mais negativo $\bar{\beta}_1$ (-23,31 kg/ha/%) foi observado na safra de 2009/10 e o menos negativo (-13,50 kg/ha/%) na safra de 2011/12. A maior amplitude do intervalo de confiança em algumas safras pode ser resultante

da alta variabilidade entre os ensaios da mesma safra. Entretanto, na safra 2007/08, com o intervalo de confiança de maior amplitude, o menor número de ensaios ($n=9$) contribuiu certamente para uma baixa precisão desta safra. Apesar de nenhum teste formal de comparação de médias ter sido usado neste trabalho, a análise visual indicou uma possível diferença do $\bar{\beta}_1$ da safra de 2009/10 das demais safras, o que pode ter contribuído para a significância detectada nesse modelo de efeitos mistos, o que foi confirmado com o modelo de meta-regressão com a moderadora ANO como variável contínua, onde não foi observado efeito do ano no $\bar{\beta}_1$ ($P = 0,50$).

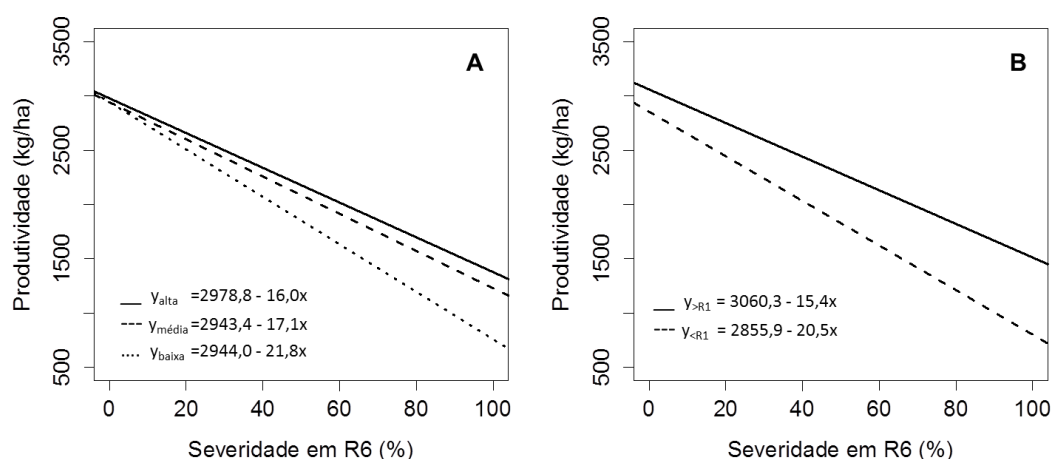


FIGURA 8 Sumarização das retas das regressões entre a severidade de ferrugem-asiática e a produtividade estimada com base em 204 ensaios. A - retas estimadas por meta-análise de efeitos mistos com o uso da moderadora classe na severidade a testemenhua (alta: linha sólida, média: linha tracejada, baixa: linha pontilhada); B - retas estimadas por meta-análise de efeitos mistos com o uso da moderadora classe no estabelecimento da epidemia (>R1: linha sólida, <R1: linha tracejada).

5 DISCUSSÃO

Neste estudo, a relação entre a severidade da ferrugem-asiática, determinada no estágio R6, e a produtividade da soja foi analisada com procedimentos meta-analíticos utilizando-se os dados de mais de duas centenas de ensaios de campo conduzidos pela rede do Consórcio Antiferrugem ao longo de nove anos de experimentos para avaliação de fungicidas no controle da doença.

Para tal, utilizou-se modelos clássicos da meta-análise para a sumarização de dois tipos de medidas de efeitos, o Z de Fisher, que vem da transformação do coeficiente de correlação de Pearson e os coeficientes do ajuste de modelos de regressão linear, sem transformação, e seus respectivos erro padrão. Para ambas as medidas, dois tipos básicos de modelos foram ajustados. Primeiramente um modelo de efeitos aleatórios considerando os ensaios como uma amostra aleatória da população de ensaios e, posteriormente, detectada a heterogeneidade com as técnicas específicas, modelos de efeitos mistos foram ajustados com a inclusão de pelo menos uma variável moderadora específica ao ensaio.

O grau da associação SEV-PROD foi analisado pelo coeficiente de correlação de Pearson que é uma medida da intensidade da associação linear entre duas variáveis contínuas de escala métrica. No caso de uma

correlação negativa, conforme observado neste estudo, o aumento da intensidade do valor da variável independente resulta em um decréscimo no valor na variável resposta. No contexto de avaliação de danos por doenças de plantas, a produtividade da cultura foi reduzida com o aumento da intensidade da doença (Madden *et al.*, 2007). Estudos anteriores já relataram coeficientes de correlação (r) negativos entre diversas variáveis relacionadas a intensidade da ferrugem-asiática com variáveis de produtividade, demonstrando o impacto da doença na produtividade, especialmente na presença de altos níveis de intensidade da doença (Yang *et al.*, 1990; Yang *et al.*, 1991; Kumudini *et al.*, 2008; Mueller *et al.*, 2009; Koga *et al.*, 2011).

Em um estudo de dois anos de experimentação de campo, Kumudini *et al.* (2008) relataram valores de r entre -0,70 e -0,73 para a relação entre a severidade mensurada em R5.5 e R6 e a produtividade da cultura. De maneira semelhante, Koga *et al.*, (2011) relataram uma associação entre SEV-PROD ainda mais forte, com coeficientes entre -0,93 e -0,98. Mueller *et al.* (2009) usaram a área abaixo da curva de progresso da severidade (AACPS) como medida da intensidade da doença, cuja correlação com PROD resultou em valores de r entre -0,37 a -0,86.

Uma vez que muitos fatores, além daqueles relacionados à presença de uma única doença, podem interferir nos níveis de produtividade (Savary *et al.*, 2006), muitos dos quais não estavam disponíveis ou não puderam ser considerados na análise, a medida de efeito global ($r = -0,60$) estimada por meta-análise para a relação SEV-PROD pode ser interpretada como uma associação de moderada a forte. Assim, infere-se que a presença e a

intensidade das epidemias de ferrugem-asiática foi o fator-chave limitante na produtividade da soja nas parcelas que não receberam aplicação de fungicidas, bem como naquelas em que os fungicidas apresentaram baixa eficiência de controle, o que proporcionou o gradiente de severidade da doença no ensaio.

Os coeficientes de correlação individuais para a relação SEV-PROD foram extremamente variáveis no conjunto de mais de duas centenas de ensaios de campo, refletindo assim uma ampla gama de condições em que a correlação foi analisada. É importante destacar que optou-se por analisar a correlação entre SEV-PROD em cada ensaio utilizando-se todos os pares de valores (tratamentos x blocos) e não somente as médias dos tratamentos, ampliando assim o número de pares (pontos) para quatro vezes o número de tratamentos. Considerando a variação existente entre os blocos, o coeficiente de correlação é de menor magnitude do que se tivesse considerado apenas os valores da severidade e da produtividade média dos tratamentos (dados não mostrados).

Os valores médios obtidos neste estudo não são passíveis de comparação direta com aqueles relatados em estudos individuais na literatura, que usualmente são baseados em um número limitado de ensaios (locais x anos). Além disso, há diferenças entre os tipos de variáveis de doença correlacionadas com a produtividade nos diferentes estudos (severidade final, AACPS, duração da área foliar sadia, etc.).

No modelo meta-analítico no estudo da correlação, o número de pares SEV-PROD em um ensaio foram levado em conta na estimativa da precisão da medida de efeito, o que define a sua contribuição na estimativa

da média pelo modelo (Borenstein *et al.*, 2009). Assim, para os ensaios com maior número de tratamentos, o modelo atribuiu maior peso na estimativa da média. Isso ajuda a explicar também a alta heterogeneidade nos coeficientes entre os ensaios, identificada nos testes Q de Cochran e estatística I^2 . Justifica-se, assim, a estratificação dos coeficientes de correlação em covariáveis através de modelos de efeitos mistos, o que permitiu identificar os fatores ou covariáveis que influenciam na correlação.

Nesse caso, associações SEV-PROD mais fortes foram estimadas para os ensaios conduzidos sob “alta pressão” da ferrugem asiática e naqueles em que as epidemias iniciaram antes do estágio reprodutivo. Nessas situações, os valores dos coeficientes de correlação se aproximaram daqueles relatados em estudos sob condições experimentais similares, destacando a contribuição da ferrugem-asiática nos dados à fisiologia da planta (Miles *et al.*, 2007; Kumudini *et al.*, 2008; Mueller *et al.*, 2009).

Quando tratado como covariável de natureza contínua, em um modelo de meta-regressão, o ano de colheita não apresentou significância, sugerindo ausência de tendência de redução ou aumento no grau de associação SEV-PROD ao longo das safras. Embora o modelo considerando a safra como covariável categórica tenha apresentado significância, considera-se que uma safra representa uma amostra aleatória das situações em que os ensaios são conduzidos, com todas as variações em época de início e intensidade das epidemias, influenciados pelas condições ambientais (que variam entre os anos), que seriam moderadores responsáveis pela heterogeneidade.

Segundo James (1974) estudos de avaliação de danos devem ser conduzidos, quando possível, em múltiplos locais e anos, para determinar a ampla gama das possíveis relações funcionais entre a produtividade (ou danos relativos na produtividade) e uma medida de intensidade da doença, seja incidência, severidade, índices de doenças ou variáveis que integram o progresso da doença, tal como AACPS (Madden *et al.*, 2007). Nos diversos estudos encontrados na literatura sobre avaliação de danos, a técnica mais utilizada é a regressão linear simples ou múltipla entre uma variável de intensidade da doença e a produtividade (Yang *et al.*, 1990; Yang *et al.*, 1991; Hikishima *et al.*, 2010; Koga *et al.*, 2011).

No presente estudo, a relação SEV-PROD foi estudada pelo ajuste de modelos de regressão linear aos dados obtidos em parcelas de ensaios individuais de campo tratadas com fungicidas e um tratamento testemunha sem aplicação. Nessas situações, a inclinação média global da reta estimada pelo modelo meta-analítico foi de -17,5 kg/ha/% para uma produtividade média na ausência da doença (coeficiente linear do modelo de efeitos aleatórios) estimada em 2958 kg/ha. Em termos relativos, o coeficiente de dano relativo foi estimado em -0,59%. Assim, em uma situação onde a severidade for máxima possível (100%), a redução potencial média na produtividade ocasionado pela ferrugem-asiática foi estimado em 59%. Sob outra ótica, considerando a produtividade média descrita acima, se deixaria de colher um saco de soja (60kg) por hectare com uma severidade máxima de 3,4% no estágio R6.

Os testes de heterogeneidade apontaram uma alta variação nas inclinações das retas, bem como, por consequência, nos coeficientes de

dano relativo. Além das diferenças nos tratamentos fungicidas utilizados nos ensaios, embora a grande maioria com duas aplicações, houve uma ampla variação na severidade das epidemias nas parcelas sem o uso de fungicidas considerando safras, anos e localidades, variação essa que já foi previamente estudada e atribuída, em grande parte, às variações na frequência dos eventos e acumulados de chuva durante os desenvolvimento das epidemias (Del Ponte *et al.*, 2006).

Nas epidemias iniciadas ainda antes do período reprodutivo, o coeficiente de dano relativo foi estimado em -0,71%, enquanto que para epidemias com início após o estágio reprodutivo, foi de -0,50%. Em uma situação hipotética, uma redução relativa de 20% na produtividade ocorreria com uma severidade de 27,7% para epidemias iniciando no período vegetativo e de 39,2% para aquelas iniciando no período reprodutivo (Figura 9A), demonstrando o maior potencial de danos da ferrugem quando essa inicia no estágio vegetativo, confirmando relatos na literatura (Yang *et al.*, 1990; Hartman *et al.*, 1991; Kawuki *et al.*, 2003; Kumudini *et al.*; 2008).

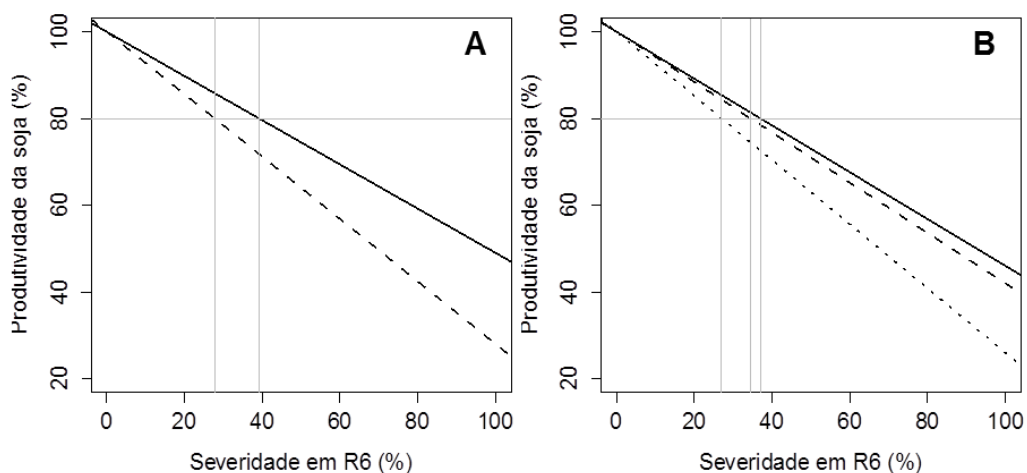


FIGURA 9 Redução da produtividade atingível para cada ponto percentual da ferrugem-asiática em R6, determinada com base na meta-análise dos coeficientes da regressão linear de 204 ensaios sumarizados por modelos de efeitos mistos. A - modelo de efeito misto com o uso da covariável, >R1 (linha sólida), <R1 (linha tracejada); B- modelo de efeito misto com o uso da moderadora classe de severidade no tratamento testemunha, alta (linha sólida), média (linha tracejada) e baixa (linha pontilhada).

Em experimentos de campo conduzidos no Brasil, Kumudini *et al.* (2008) observaram uma alta redução relativa (67%) na produtividade em parcelas cujas epidemias iniciaram mais cedo (estádio R2) enquanto que uma redução de 37% quando as epidemias iniciaram no enchimento de grãos (estádio R5). Quanto aos componentes do rendimento, Hartman *et al.* (1991) observaram uma maior redução no número de vagens e de grãos em plantas de soja inoculadas com *P. pachyrhizi* no estágio R1 em comparação com as plantas inoculadas no estágio R5 ou protegidas com fungicidas. Estudos prévios, incluindo um estudo de meta-análise (Scherin *et al.*, 2009), também demonstraram que aplicações preventivas de fungicidas no controle da ferrugem-asiática apresentam-se com maior eficiência e maior retorno na produtividade do que aplicações curativas

(Godoy & Canteri, 2004; Levy, 2005; Miles *et al.*, 2007; Mueller *et al.*, 2009).

Embora se tenha observado efeito significativo da covariável categórica safra no modelo de efeitos mistos, o modelo de meta-regressão, considerando ano de colheita como variável contínua, não mostrou a mesma evidência nesse sentido, sugerindo não haver uma tendência em alterações na relação SEV-PROD comparando-se os anos. A interpretação é similar aquela já discutida na análise de correlação, de que uma safra contém uma amostra aleatória das situações, especialmente relacionadas ao ambiente em que ensaios são conduzidos. Um exemplo claro é da safra 2004/05, na qual houve uma forte estiagem na região sul do Brasil, influenciando sobremaneira na produtividade que atingiu níveis bastante reduzidos (CONAB, 2005). Essas características ambientais, em particular a dessa safra, tornaram a associação mais fraca e o IC95% com maior amplitude, refletindo a grande variação entre regiões no mesmo ano. Na safra 2009/10, maiores inclinações relativas das retas foram devidas, provavelmente, aos maiores volumes de precipitações (CPETC/INPE, 2013) e número recorde de focos da doença (CAF, 2013), fatores que por um lado fazem com que parcelas tratadas com fungicidas de maneira satisfatória apresentem produtividades bastante elevadas em relação às parcelas não tratadas.

Um terceiro fator que explicou a heterogeneidade na inclinação das retas foi a variável que representa a “pressão da doença”, ou seja, as classes de severidade nas parcelas sem aplicação de fungicidas. As maiores inclinações das retas foram estimadas para ensaios com

severidade na testemunha na classe baixa. Estudo anterior de meta-análise mostrou que a eficiência de controle é mais alta sob condições de baixa pressão da ferrugem-asiática (Scherm *et al.*, 2009), o que pode contribuir para a mais alta diferença entre a produtividade nas parcelas tratadas com fungicidas e as parcelas não tratadas, resultando em uma maior inclinação da reta.

Apesar da importância atual da ferrugem-asiática como fator limitante à produtividade da soja, poucos são os estudos recentes de quantificação da relação funcional entre a doença e a produtividade ou os componentes de rendimento (Yang *et al.*, 1990; Yang *et al.*, 1991; Hartman *et al.*, 1991; Kumudini *et al.*, 2008; Koga *et al.*, 2011). Com dados de experimentos conduzidos na década de 1980 em Taiwan, Yang *et al.* (1990) estimaram o dano relativo na produtividade usando a AACPS e a área abaixo da curva de progresso da desfolha (AACPD_{es}) além de suas variantes relativizando a data de plantio, RACPD e RACPD_{es}, respectivamente. Os melhores ajustes dos modelos foram obtidos entre a relação RACPD_{es} e os danos na produtividade, onde o R² variou de 0,58 a 0,46.

No presente estudo, os coeficientes de dano foram estimados por modelos de regressão do tipo ponto-crítico (Reis *et al.*, 2008), ou seja, a medida da intensidade da doença foi feita em um determinado momento ou estágio fenológico da cultura. No caso presente, a variável de intensidade da doença utilizada foi a severidade máxima média de três alturas do dossel atingida pela doença no estágio R6. No caso de algumas variáveis que normalmente também explicam a variação e são preditoras

dos níveis de produtividade, como a AACPS (Hartman *et al.*, 1991) ou variáveis relacionadas à duração da área foliar (Kumudini *et al.*, 2008), a desvantagem é que várias medições devem ser feitas durante o ciclo da cultura.

A SEV é uma medida obtida no final do ciclo, interpretável e que facilita a criação de cenários de “pressão de doença” em estudos de análises ou avaliação do potencial de epidemias ou de danos. Na determinação visual da SEV nos ensaios cooperativos do CAF, a proporção de área foliar afetada pela doença bem como, nos casos de alta intensidade de epidemias (Yang *et al.*, 1990), a desfolha foram considerados já que o valor de 100% de severidade foi atribuído para qualquer das três alturas do dossel avaliado com ocorrência de desfolha pela doença. Sugere-se, assim, que a SEV seja uma medida composta mais robusta do impacto da doença do que apenas a severidade foliar (Yang *et al.*, 1992). Estes resultados corroboram com os observados por Hartman *et al.* (1991), em um estudo em que os autores usaram a área abaixo da curva da área foliar verde como indicadora da intensidade da doença, uma métrica que considera a desfolha e a severidade foliar e que explicou entre 52% e 85% da redução em produtividade.

A técnica da meta-análise já foi usada em outros patossistemas para estudar as relações entre variáveis de doença e variáveis de produtividade (Rosenberg & Garrett, 2004; Shah & Dillard, 2006) ou outras variáveis relacionadas à doença, como a contaminação com micotoxinas em grãos de trigo ocasionada pelo giberela do trigo causada por *Fusarium graminearum* (Paul *et al.*, 2006).

Com patossistemas múltiplos das doenças foliares, Rosenberg e Garrett (2004) estimaram, ilustrando o uso da meta-análise com dados fitopatológicos, o incremento relativo (%) do dano na produtividade para cada incremento da severidade de doenças foliares no trigo, em 0,31%, ou seja, para uma severidade de 10%, o dano seria de 3,1%. Usando abordagem similar a anterior, Shah e Dillard (2006), estimaram um incremento relativo no dano de 0,46% na produtividade potencial do milho doce para cada incremento unitário percentual na severidade de ferrugem. Enquanto que, para esses patossistemas, uma severidade teórica de 100% causaria uma perda de 31 e 46% do rendimento potencial, respectivamente, para o presente estudo, o dano seria de 59%, mostrando potencial de dano maior da ferrugem-asiática comparado a outros patossistemas.

Atualmente, os sistemas de manejo da ferrugem asiática com fungicidas preconizam que as aplicações devem ser feitas entre o período do final do período vegetativo até estádios finais do enchimento de grãos (R5). As decisões de quando iniciar as aplicações são normalmente feitas com base em sistemas calendarizados ou, muito raramente, atualmente, quando da observação dos primeiros sintomas, o que evitaria aplicações desnecessárias em situações de baixo risco (Levy, 2005; Mueller *et al.*, 2009). No entanto, um estudo meta-analítico demonstrou que aplicações curativas, ou seja, aquelas realizadas após a detecção dos primeiros sintomas, apresentaram uma menor eficiência média de controle, bem como um menor retorno médio na produtividade, comparado às aplicações preventivas ou com nível muito baixo da doença (Scherm *et al.*, 2009).

Os coeficientes de dano gerados neste estudo provem da análise de dados em nove anos de experimentação nas principais regiões produtoras, representando assim as mais diversas situações e conferindo robustez aos modelos. A estratificação das medidas de efeito globais sob efeito de moderadoras permite uma estimativa mais realista e em avaliações de risco que consideram cenários de época de início das epidemias e expectativa de níveis baixos, moderados ou severos de epidemias em determinadas regiões. Os coeficientes podem ser usados no cálculo do limiar de dano econômico (Reis *et al.*, 2008) ou integrados com modelos de predição de produtividade da soja (Jagtap & Jones; 2002) ou de severidade máxima da ferrugem-asiática (Del Ponte *et al.*, 2006), permitindo assim estimar o dano potencial pela presença da ferrugem em diferentes cenários de clima. A integração desses modelos com dados de área cultivada obtida por satélite em uma plataforma de sistema de informações geográficas permitiria mapear o dano potencial e a perda econômica.

Futuras pesquisas sobre a relação entre a ferrugem-asiática e a produtividade poderiam confirmar ou refutar a linearidade da relação em situações diferentes como, por exemplo, onde os gradientes de severidade não sejam obtidos em parcelas com tratamentos fungicidas, muitos dos quais podem apresentar efeito fisiológico. Ainda, estudos futuros poderiam se valer da informação sobre a resistência das cultivares, seja ela de natureza completa ou parcial, para verificar o quanto essa poderia afetar a relação. Para todos os casos, a meta-análise poderia ainda ser uma técnica apropriada para combinar os dados de múltiplos estudos independentes.

6 CONCLUSÕES

Existe uma associação negativa forte entre a severidade de ferrugem-asiática em R6 e a produtividade.

O coeficiente angular e o coeficiente de dano relativo da relação SEV-PROD indicam que a ferrugem-asiática causa impactos severos na produtividade

Os testes de heterogeneidade mostraram que existe grande variabilidade nas medidas de efeito entre os ensaios, a qual foi reduzida quando covariáveis moderadoras foram introduzidas através de modelos mistos.

A associação entre a SEV-PROD é mais forte e o impacto absoluto é maior quando a “pressão de doença” é mais alta ou a epidemia inicia ainda nos estádios vegetativos.

Eventualmente, variações entre as safras na relação entre SEV-PROD podem acontecer, entretanto, estas são devido a condições específicas de cada ano, não existindo uma tendência de alteração com o passar dos anos.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGÊNCIA NACIONAL DE VIGILÂNCIA SANITÁRIA. Seminário volta a discutir mercado de agrotóxicos em 2012. **Sala de Imprensa**, Local de publicação, 11 abr. 2013. Disponível em: <<http://s.anvisa.gov.br/wps/s/r/4Nb>>. Acesso em: 3 nov. 2013.

AGRIOS, G. N. **Plant Pathology**. 5th ed. Amsterdam: Elsevier, 2005. 922 p.

AKAMATSU, H. *et al.* Pathogenic diversity of soybean rust in Argentina, Brazil, and Paraguay. **Journal of General Plant Pathology**, Oxford, v. 79, n.1, p. 28–40, 2013.

ALVES, S. A. M.; FURTADO, G. Q.; BERGAMIN FILHO, A. Influência das condições climáticas sobre a ferrugem da soja. In: ZAMBOLIM, L. (Org.) **Ferrugem asiática da soja**. Visconde do Rio Branco: Suprema Gráfica e Editora, 2006. p. 37-59.

BARNES, C. W. *et al.* Identifying and quantifying *Phakopsora pachyrhizi* spores in rain. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 99, n. 4, p. 328-338, 2009.

BARTLETT, D. W. *et al.* The strobilurin fungicides. **Pest Management Science**, Malden, v. 58, n. 7, p. 649–62, 2002.

BELOVA, A.; NARAYAN, T.; OLKIN, I. Methyl bromide alternatives for strawberry and tomato pre-plant uses: A meta-analysis. **Crop Protection**, Oxford, v. 54, p. 1–14, 2013.

BONDE, M. R. Histology of the suscept-pathogen relationship between *Glycine max* and *Phakopsora pachyrhizi*, the cause of soybean rust. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 66, n. 11, p. 1290–1294, 1976.

BONDE, M. R. *et al.* Effects of temperature on urediniospore germination, germ tube growth, and initiation of infection in soybean by *Phakopsora* isolates. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 97, n. 8, p. 997–1003, 2007.

BONDE, M. R. *et al.* Comparative susceptibilities of legume species to infection by *Phakopsora pachyrhizi*. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 92, n. 1, p. 30–36, 2008.

BONDE, M. R.; NESTER, S. E.; BERNER, D. K. Effects of daily temperature highs on development of *Phakopsora pachyrhizi* on soybean. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 102, n. 8, p. 761–8, 2012.

BONDE, M. R.; NESTER, S. E.; BERNER, D. K. Effects of frequency of “extreme” temperature highs on development of soybean rust. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 103, n. 7, p. 708–16, 2013

BORENSTEIN, M. *et al.* **Introduction to Meta-Analysis**. Chichester, West Sussex, U.K: John Wiley & Sons, c2009. 421 p.

BOROWICZ, V. A. Do arbuscular mycorrhizal fungi alter plant-pathogen relations?. **Ecology**, Washington, v. 82, n. 11, p. 3057–3068, 2001.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Agrofit**: sistemas de agrotóxicos fitossanitários. Disponível em: <http://agrofit.agricultura.gov.br/agrofit_cons/principal_agrofit_cons>. Acesso em: 25 ago. 2013.

BROMFIELD, Kenneth R. *et al.* Soybean rust. **Monograph, American Phytopathological Society**, n. 11, 1984.

CANTERI, M. G.; TSUKAHARA, R. Y.; SILVA, O. C. Decision support system for the control of Asian Soybean Rust. In: Viviana Palmieri. (Org.). Success stories in the use of information and communication technologies for agricultural research and technological innovation in Latin America and the Caribbean. 1ed. San Jose: IICA, **FORAGRO**, 2007, v. , p. 19-26.

CARVALHO JUNIOR, A. A.; FIGUEREIDO, M B. A. A verdadeira identidade da ferrugem da soja no Brasil. **Summa Fitopatológica**, Botucatu, v. 26, p.197-200, 2000.

Centro de Previsões de Tempo e Estudos Climáticos – CPTEC. **Infoclima**. Disponível em: <<http://infoclima1.cptec.inpe.br/>>. Acessado em 25 nov. 2013.

CHALMERS, I.; HEDGES, L.; COOPER, H. A brief history of research synthesis. **Evaluation & The Health Professions**, v. 25, n. 1, p. 12–37, 2002.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB. **Acompanhamento da safra 2004/2005**: grãos, sexto levantamento, agosto/2005. Brasília, 2005. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/fbf9a3a10a9aa6d54eddf265d975ff80..pdf>>. Acesso em: 20 out. 2013.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB. **Acompanhamento da safra 2012/2013**: grãos, décimo levantamento, julho/2013. Brasília, 2013. Disponível em: <

http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/13_07_09_09_04_53_boletim_graos_junho__2013.pdf>. Acesso em: 20 out. 2013.

CUNHA, J. P. A. R.; REIS, E. F.; SANTOS, R. D. O. Controle químico da ferrugem asiática da soja em função de ponta de pulverização e de volume de calda. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 36, n. 5, p. 1360–1366, 2006.

DEBORTOLI, M. P. *et al.* Espectro de gotas de pulverização e controle da ferrugem-asiática-da-soja em cultivares com diferentes arquiteturas de planta. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 47, n. 7, p. 920–927, 2012.

DEL PONTE, E. M. *et al.* Predicting severity of Asian soybean rust epidemics with empirical rainfall models. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 96, n. 7, p. 797-803, 2006.

DEL PONTE, E. M.; ESKER, P. D. Meteorological factors and Asian soybean rust epidemics: a systems approach and implications for risk assessment. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 65, p. 88–97, 2008.

DEL PONTE, E. M. *et al.* Early-season warning of soybean rust regional epidemics using El Niño Southern/Oscillation information. **International Journal of Biometeorology**, Heidelberg, v. 55, n. 4, p. 575–83, 2011.

DERSIMONIAN, R.; LAIRD, N. Meta-analysis in clinical trials. **Controlled Clinical Trials**, Philadelphia, v. 7, n. 3, p. 177–188, 1986.

DESLANDES, J. A. Ferrugem da soja e de outras leguminosas causadas por *Phakopsora pachyrhizi* no Estado de Minas Gerais. **Fitopatologia Brasileira**, Brasília, v. 4, p. 337-339, 1979.

DIAS, A. P. S. *et al.* Effects of shade intensity and duration on asian soybean rust caused by *Phakopsora pachyrhizi*. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 95, n. 4, p. 485-489, 2011.

EDWARDS, H. H.; BONDE, M. R. Penetration and establishment of *Phakopsora pachyrhizi* in soybean leaves as observed by transmission electron microscopy. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 101, n. 7, p. 894-900, 2011.

FAO – Food and Agriculture Organization of the United Nations. **FAOSTAT**. Disponível em: < <http://faostat3.fao.org/faostat-gateway/go/to/home/E>>. Acessado em 05 ago. 2013.

FEHR, W. R. *et al.* Stage of development descriptions for soybeans, *Glycine max* (L.) Merrill. **Crop Science**, Oxford, v.11, n.6, p. 929-931, 1971.

FISHER, R. A. **Statistical Methods for Research Workers**. London: Oliver and Boyd, 1928.

FURTADO, G. Q. *et al.* The infection of soybean leaves by *Phakopsora pachyrhizi* during conditions of discontinuous wetness. **Journal of Phytopathology**, Malden, v. 159, n. 3, p. 165–170, 2011.

GARCIA, Alexandre *et al.* Molecular mapping of soybean rust (*Phakopsora pachyrhizi*) resistance genes: discovery of a novel locus and alleles. **Theoretical and Applied Genetics**, Heidelberg, v. 117, n. 4, p. 545-553, 2008.

GIMENES, M. J. *et al.* Dispersion and evaporation of droplets amended with adjuvants on soybeans. **Crop Protection**, Oxford, v. 44, p. 84–90, 2013.

GLASS, G. V. Primary, secondary, and meta-analysis of research. **Educational Researcher**, Thousand Oaks, v. 5, n. 10, p. 3–8, 1976.

GODOY, C. V.; CANTERI, M. G. Efeitos protetor, curativo e erradicante de fungicidas no controle da ferrugem da soja causada por *Phakopsora pachyrhizi*, em casa de vegetação. **Fitopatologia Brasileira**, Brasília, v. 29, n. 1, p. 97–101, 2004.

GODOY, C. V. (Org.). **Ensaio em rede para controle de doenças na cultura da soja - safra 2004/2005**. Londrina: Embrapa, 2005. p. 183. (Embrapa Soja. Documentos, 266).

GODOY, C. V.; KOGA, L. J.; CANTERI, M. G. Diagrammatic scale for assessment of soybean rust severity. **Fitopatologia Brasileira**, Brasília, v. 31, n. 1, p. 63-68, 2006.

GODOY, C. V. *et al.* Eficiência do controle da ferrugem asiática da soja em função do momento de aplicação sob condições de epidemia em Londrina, PR. **Tropical Plant Pathology**, Brasília, v. 34, n. 1, p. 56–61, 2009a.

GODOY, C. V. *et al.* **Eficiência de fungicidas para controle da ferrugem asiática da soja, *Phakopsora pachyrhizi*, na safra 2008/09**: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos. Londrina: Embrapa, 2009b. (Embrapa Soja. Circular Técnica 69).

GODOY, C. V. *et al.* **Eficiência de fungicidas para o controle da ferrugem asiática da soja, *Phakopsora pachyrhizi*, na safra 2009/10**: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos. Londrina: Embrapa, 2010. (Embrapa Soja. Circular Técnica 80).

GODOY, C. V. *et al.* **Eficiência de fungicidas para o controle da ferrugem-asiática da soja, *Phakopsora pachyrhizi*, na safra 2010/11**: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos. Londrina: Embrapa, 2011. (Embrapa Soja. Circular Técnica 87).

GODOY, C. V., *et al.* **Eficiência de fungicidas para o controle da ferrugem-asiática da soja, *Phakopsora pachyrhizi*, na safra 2011/12**:

resultados sumarizados dos ensaios cooperativos. Londrina: Embrapa, 2012. (Embrapa Soja. Circular Técnica 93).

GODOY, C. V. *et al.* **Eficiência de fungicidas para o controle da ferrugem-asiática da soja, *Phakopsora pachyrhizi*, na safra 2012/13: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos.** Londrina: Embrapa, 2013. (Embrapa Soja. Circular Técnica 99).

GOELLNER, K. *et al.* *Phakopsora pachyrhizi*, the causal agent of asian soybean rust. **Molecular Plant Pathology**, Sant Paul, v. 11, n. 2, p. 169-77, 2010.

GROSSMANN, Klaus; RETZLAFF, Günter. Bioregulatory effects of the fungicidal strobilurin kresoxim-methyl in wheat (*Triticum aestivum*). **Pest Management Science**, Malden, v. 50, n. 1, p. 11-20, 1997.

HARTMAN, G. L.; WANG, T. C.; TSCHANZ, A. T. Soybean rust development and the quantitative relationship between rust severity and soybean yield. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 75, n. 6, p. 596-600, 1991.

HARTMAN, G. L.; SINCLAIR, J. B.; RUPE, J. C. **Compendium of Soybean Disease**. 4 ed. Illinois: APS Press, 1999.

HARTMAN, G. L.; MILES, M. R.; FREDERICK, R. D. Breeding for resistance to soybean rust. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 89, n. 6, p. 664-666, 2005.

HEDGES, L. V. Distribution Theory for Glass's estimator of effect size and related estimators. **Journal of Educational Statistics**, Alexandria, v. 6, n. 2, p. 107-128, 1981.

HEDGES, Larry V.; GUREVITCH, Jessica; CURTIS, Peter S. The meta-analysis of response ratios in experimental ecology. **Ecology**, Washington, v. 80, n. 4, p. 1150-1156, 1999.

HIGGINS, Julian; THOMPSON, Simon G. Quantifying heterogeneity in a meta-analysis. **Statistics in Medicine**, Malden, v. 21, n. 11, p. 1539-1558, 2002.

HIGGINS, J. P. *et al.* Measuring inconsistency in meta-analyses. **British Medical Journal**, London, v. 327, n. 7414, p. 557-560, 2003.

HIKISHIMA, M.; CANTERI, M. G.; GODOY, C. V. Quantificação de danos e relações entre severidade, medidas de refletância e produtividade no patossistema ferrugem asiática da soja. **Tropical Plant Pathology**, Brasília, v. 35, p. 96-103, 2010.

HIROOKA, Takashi; ISHII, Hideo. Chemical control of plant diseases. **Journal of General Plant Pathology**, Oxford, v. 79, n. 6, p. 390-401, 2013.

HUANG, C. *et al.* Effects of wheat cultivar mixtures on stripe rust: A meta-analysis on field trials. **Crop Protection**, Oxford, v. 33, p. 52–58, 2012.

ISARD, S. A. *et al.* Principles of the atmospheric pathway for invasive species applied to soybean rust. **BioScience**, Washington, v. 55, n. 10, p. 851-861, 2005.

ISARD, S. A. *et al.* The effect of solar irradiance on the mortality of *Phakopsora pachyrhizi* urediniospores. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 90, n. 7, p. 941–945, 2006.

ISARD, S. A. *et al.* Predicting soybean rust incursions into the north american continental interior using crop monitoring, spore trapping, and aerobiological modeling. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 95, n. 11, p. 1346-1357, 2011.

JACKSON, R. D. Canopy temperature and crop water stress. In: **Advances of Irrigation**. D. I. Hillel, New York: Academic Press, 1982. p. 43-85.

JAGTAP, S. S.; JONES, J. W. Adaptation and evaluation of the CROPGRO-soybean model to predict regional yield and production. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, New York, v. 93, n. 1, p. 73–85, 2002.

JAMES, W. Clive. Assessment of plant diseases and losses. **Annual Review of Phytopathology**, Palo Alto, v. 12, n. 1, p. 27-48, 1974.

JURICK, W. M. *et al.* Winter survival of the soybean rust pathogen, *Phakopsora pachyrhizi*, in Florida. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 92, n. 11, p. 1551-1558, 2008.

KAWUKI, R. S.: ADIPALA, E.: TUKAMUHABWA, P. Yield loss associated with soya bean rust (*Phakopsora pachyrhizi* Syd.) in Uganda. **Journal of Phytopathology**, Malden, v. 151, n. 1, p. 7-12, 2003.

KILLGORE, E. *et al.* First report of soybean rust in Hawaii. **Plant Disease**, Saint Paul. 78, n. 12, 1994.

KOGA, L. J. *et al.* Chemical control and responses of susceptible and resistant soybean cultivars to the progress of soybean rust. **Tropical Plant Pathology**, Brasília, v. 36, n. 5, p. 294-302, 2011.

KUMUDINI, S. *et al.* Mechanisms involved in soybean rust-induced yield reduction. **Crop Science**, Oxford, v. 48, n. 6, p. 2334–2342, 2008.

LEVY, C. Epidemiology and chemical control of soybean rust in Southern Africa. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 89, n. 6, p. 669-674, 2005.

LI, S. *et al.* Identification of a new soybean rust resistance gene in PI 567102B. **Theoretical and Applied Genetics**, Heidelberg, 125, n. 1, p. 133-142, 2012.

LI, X. *et al.* The uniqueness of the soybean rust pathosystem: an improved understanding of the risk in different regions of the world. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 94, n. 7, p. 796-806, 2010.

LI, X. *et al.* Effects of light on urediniospore germination, appressorium formation and infection efficiency of *Phakopsora pachyrhizi*, causal agent of soybean rust. **Canadian Journal of Plant Pathology**, Burnaby, v. 32, n. 2, p. 153-161, 2010.

LIPSEY, M. W.; WILSON, D. B. **Practical Meta-Analysis**. Thousand Oaks: Sage Publications Inc., p. 251. 2001.

MADALOSSO, M. G. *et al.* Cultivares, espaçamento entrelinhas e programas de aplicação de fungicidas no controle de *Phakopsora pachyrhizi* Sidow em soja. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 40, n. 11, p. 2256–2261, 2010.

MADDEN, L. V.; HUGHES, G.; VAN DER BOSCH, F. **The Study of Plant Disease Epidemics**. St. Paul: APS Press, 2007. p. 411.

MADDEN, L. V.; PAUL, P. A. Meta-analysis for evidence synthesis in plant pathology: an overview. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 101, n. 1, p. 16-30, 2011.

MARCHETTI, M. A.; MELCHING, J. S.; BROMFIELD, K. R. The effects of temperature and dew period on germination and infection by uredospores of *Phakopsora pachyrhizi*. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 66, n. 4, p. 461-463, 1976.

MARCHETTI, M. A.; UECKER, F. A.; BROMFIELD, K. R. Uredial development of *Phakopsora pachyrhizi* in soybeans. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 65, n. 7, p. 822-883, 1975.

MELCHING, J. S. *et al.* Effects of duration, frequency, and temperature of leaf wetness periods on soybean rust. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 73, n. 2, p. 117-122, 1989.

MILA, A. L.; NGUGI, H. K. A Bayesian approach to meta-analysis of plant pathology studies. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 101, n. 1, p. 42–51, 2011.

MILES, M. R. *et al.* Characterizing resistance to *Phakopsora pachyrhizi* in soybean. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 95, n. 5, p. 577–581, 2011.

MILES, M. R.; FREDERICK, R. D.; HARTMAN, G. L. Soybean rust: is the u.s. soybean crop at risk? **APSnet Feature Articles**, p. 1–14, 2003.

Disponível em: <apsnet.org/publications/apsnetfeatures/Pages/SoybeanRust.aspx>. Acesso em: 28 out. 2013.

MILES, M. R.; LEVY, C.; MOREL, W. International fungicide efficacy trials for the management of soybean rust. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 91, n. 11, p. 1450-1458, 2007.

MORRIS, W. F. *et al.* Direct and interactive effects of enemies and mutualists on plant performance: a meta-analysis. **Ecology**, Washington, v. 88, n. 4, p. 1021-1029, 2007.

MUELLER, T. A. *et al.* Effect of fungicide and timing of application on soybean rust severity and yield. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 93, n. 3, p. 243-248, 2009.

MUNDT, C. C. *et al.* Initial epidemic area is strongly associated with the yearly extent of soybean rust spread in North America. **Biological Invasions**, Heidelberg, v. 15, n. 7, p. 1431–1438, 2013.

NGUGI; H. K.; LEHMAN, B. L.; MADDEN, L. V. Multiple treatment meta-analysis of products evaluated for control of fire blight in the eastern United States. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 101, n. 5, p. 512-522, 2011a.

NGUGI, H. K.; ESKER, P. D.; SCHERM, H. Meta-analysis to determine the effects of plant disease management measures: review and case studies on soybean and apple. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 101, n. 1, p. 31-41, 2011b.

OJIAMBO, P. S.; PAUL, P. A.; HOLMES, G. J. A quantitative review of fungicide efficacy for managing downy mildew in cucurbits. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 100, n. 10, p. 1066–76, 2010.

OJIAMBO, P. S.; SCHERM, H. Biological and application-oriented factors influencing plant disease suppression by biological control: a meta-analytical review. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 96, n. 11, p. 1168-1174, 2006.

ONO, Y.; BURITICÁ, P.; HENNEN, J. F. Delimitation of *Phakopsora*, *Physopella* and *Cerotelium* and their species on Leguminosae. **Mycological Research**, Manchester, v. 96, n. 10, p. 825-850, 1992.

PARAGUAI. Resolución nº 71, de 11 de febrero de 2011. Establece um período de pausa fitossanitária posterior a uma safra del cultivo de soja, que deberá implementarse a fin de minimizar los efectos del ataque de la roya asiática (*Phakopsora pachyrhizi*). Assuncion, 2011.

PARK, S. *et al.* Viability of *Phakopsora pachyrhizi* urediniospores under simulated southern Louisiana winter temperature conditions. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 92, n. 10, p. 1456-1462, 2008.

PAUL, P. A.; LIPPS, P. E.; MADDEN, L. V. Relationship between visual estimates of fusarium head blight intensity and deoxynivalenol accumulation in harvested wheat grain: a meta-analysis. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 95, n. 10, p. 1225–1236, 2005.

PAUL, P. A.; LIPPS, P. E.; MADDEN, L. V. Meta-analysis of regression coefficients for the relationship between fusarium head blight and deoxynivalenol content of wheat. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 96, n. 9, p. 951-61, 2006.

PAUL, P. A. *et al.* A quantitative review of tebuconazole effect on Fusarium head blight and deoxynivalenol content in wheat. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 97, n. 2, p. 211–220, 2007.

PAUL, P.A. *et al.* Efficacy of triazole-based fungicides for fusarium head blight and deoxynivalenol control in wheat: a multivariate meta-analysis. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 98, n. 9, p. 999–1011, 2008.

PAUL, P. A. *et al.* Meta-analysis of the effects of triazole-based fungicides on wheat yield and test weight as influenced by Fusarium head blight intensity. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 100, n. 2, p. 160–171, 2010.

PAUL, P. A. *et al.* Meta-analysis of yield response of hybrid field corn to foliar fungicides in the U.S. Corn Belt. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 101, n. 9, p. 1122–32, 2011.

PEIXOTO, C. P. *et al.* Épocas de semeadura e densidade de plantas de soja: I. Componentes da produção e rendimento de grãos. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 57, n. 1, p. 89–96, 2000.

PHILIBERT, A.; LOYCE, C.; MAKOWSKI, D. Assessment of the quality of meta-analysis in agronomy. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, New York, v. 148, p. 72-82, 2012.

PIOLI, R. N.; CAMBURSANO, M. V.; MORANDI, E. N. Morphologic and pathometric characterization of the asian soybean rust (*Phakopsora pachyrhizi*) in Santa Fé Province, Argentina. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 89, n. 6, p. 684-684, 2005.

PRETORIUS, Z. A.; KLOPPERS, F. J.; FREDERICK, R. D. First report of soybean rust in South Africa. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 85, n. 12, p. 1288-1288, 2001.

R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2010. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 20 de junho de 2013

REIS, E. M.; SARTORI, A. F.; CÂMARA, R. K. Modelo climático para a previsão da ferrugem da soja. **Summa Phytopathologica**, Botucatu, v. 30, n. 2, p. 290-292, 2004.

REIS, E. M.; CASA, R. T.; BEVILAQUA, L. C.. Modelos de ponto crítico para estimar danos causados pela ferrugem da folha da aveia branca. **Summa Phytopathologica**, Botucatu, v. 34, p. 238-241, 2008.

ROSENBERG, M.; GARRETT, K. Meta-analysis in plant pathology: synthesizing research results. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 94, n. 9, p. 1013–1017, 2004.

ROSSI, R. L. First report of *Phakopsora pachyrhizi*, the causal organism of soybean rust in the province of Misiones, Argentina. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 87, n. 1, p. 102, 2003.

RUPE, J.; SCONYERS, L. Soybean Rust. **The Plant Health Instructor**. Aspnet, 2008. Disponível em: <<http://www.apsnet.org/edcenter/intropp/lessons/fungi/Basidiomycetes/Pages/SoybeanRust.aspx>>. Acesso em: 28 out. 2013.

SALAM, K. P. *et al.* Application of meta-analysis in plant pathology: a case study examining the impact of fungicides on wheat yield loss from the yellow spot—septoria nodorum blotch disease complex in Western Australia. **Food Security**, Dordrecht, v. 5, n. 3, p. 319-325, 2013.

SAUER, T. J. *et al.* Radiation balance and evaporation partitioning in a narrow-row soybean canopy. **Agricultural and Forest Meteorology**, Philadelphia, v. 145, n. 3, p. 206–214, 2007.

SAUTER, H.; STEGLICH, W.; ANKE, T. Strobilurins: evolution of a new class of active substances. **Angewandte Chemie International Edition**, Weinheim, v. 38, n. 10, p. 1328-1349, 1999.

SAVARY, S. *et al.* Quantification and modeling of crop losses: a review of purposes. **Annual Review of Phytopathology**, Palo Alto, v. 44, p. 89-112, 2006.

SCHERM, H. *et al.* Quantitative review of fungicide efficacy trials for managing soybean rust in Brazil. **Crop Protection**, Oxford, n. 28, v. 9, p. 774–782, 2009.

SCHNEIDER, R. W. *et al.* First report of soybean rust caused by *Phakopsora pachyrhizi* in the continental United States. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 89, n. 7, p. 774-774, 2005.

SHAH, D. A.; DILLARD, H. R. Yield loss in sweet corn caused by *Puccinia sorghi*: a meta-analysis. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 90, n. 11, p. 1413–1418, 2006.

SHAW, D. V.; LARSON, K. A meta-analysis of strawberry yield response to preplant soil fumigation with combinations of methyl bromide–chloropicrin and four alternative systems. **Hort Science**, Alexandria, v. 34, n. 5, p. 839–845, 1999.

SILVA, Maria S. *et al.* Composição química e valor protéico do resíduo de soja em relação ao grão de soja. **Ciência e Tecnologia de Alimentos**, Campinas, v. 26, n. 3, p. 571-576, 2006.

SLAMINKO, T. L. *et al.* New legume hosts of *Phakopsora pachyrhizi* Based on greenhouse evaluations. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 92, n. 5, p. 767-771, 2008.

SOUSA, P. F. C. *et al.* Distribuição e identificação de *Phakopsora pachyrhizi*, agente causal da ferrugem da soja no estado de Minas Gerais. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 31, n. 3, p. 672–677, 2007.

STEWART, S.; GUILLIN, E. A.; DÍAZ, L. First report of soybean rust caused by *Phakopsora pachyrhizi* in Uruguay. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 89, n. 8, p. 909-909, 2005.

Tan, Y. J., Yu, Z. L., and Yang, C. Y. **Soybean Rust**. Beijing: China Agriculture Press, China, 1996.

TIVOLI, B. *et al.* Current knowledge on plant/canopy architectural traits that reduce the expression and development of epidemics. **European Journal of Plant Pathology**, Oxford, v. 135, n. 3, p. 471-478, 2012.

TWIZEYIMANA, M. *et al.* Pathogenic variation of *Phakopsora pachyrhizi* infecting soybean in Nigeria. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 99, n. 4, p. 353-361, 2009.

TWIZEYIMANA, Mathias; HARTMAN, G. L. Pathogenic variation of *Phakopsora pachyrhizi* isolates on soybean in the United States from 2006 to 2009. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 96, n. 1, p. 75-81, 2012.

USDA – United States Department of Agriculture. **Agricultural Baseline Database – Soybean**. Disponível em: <http://www.ers.usda.gov/data-products/agricultural-baseline-database/custom-queries.aspx#.Uqf58NJDvAk>>. Acessado em 30 nov. 2013.

VIECHTBAUER, W. Hypothesis tests for population heterogeneity in meta-analysis. **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology**, Malden, v. 60, n. 1, p. 29-60, 2007.

VIECHTBAUER, W. Conducting meta-analyses in R with the metafor package. **Journal of Statistical Software**, Los Angeles, v. 36, n. 3, p. 1-48, 2010.

WILLYERD, K. T. *et al.* Efficacy and stability of integrating fungicide and cultivar resistance to manage *Fusarium* head blight and deoxynivalenol in wheat. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 96, n. 7, p. 957-967, 2012.

YANG, X. B. *et al.* Analysis and quantification of soybean rust epidemics from seventy-three sequential planting experiments. **Phytopathology**, Saint Paul, v.80, n.12, p.1421-1427, 1990.

YANG, X. B. *et al.* Development of yield loss models in relation to reductions of components of soybean infected with *Phakopsora pachyrhizi*. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 81, n. 11, p. 1420-1426, 1991.

YANG, X. B. *et al.* Comparing the effects of rust on plot yield, plant yield, yield components, and vegetative parts of soybean. **Journal of Phytopathology**, Malden, v. 136, n. 1, p. 46-56, 1992.

YORINORI, J. *et al.* Epidemics of soybean rust (*Phakopsora pachyrhizi*) in Brazil and Paraguay from 2001 to 2003. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 89, n. 6, p. 675-677, 2005

YOUNG, H. M. *et al.* Effect of solar radiation on severity of soybean rust. **Phytopathology**, Saint Paul, v. 102, n. 8, p. 794–803, 2012.

YOUNG, H. M. *et al.* Epidemiology of soybean rust in soybean sentinel plots in Florida. **Plant Disease**, Saint Paul, v. 95, n. 6, p. 744–750, 2011.

ZAMBENEDETTI, E. B. *et al.* Avaliação de parâmetros monocíclicos e da intensidade da ferrugem asiática (*Phakopsora pachyrhizi*) em diferentes genótipos de soja e posições de copa. **Summa Phytopathologica**, Botucatu, v. 33, n. 2, p. 178–181, 2007.

APÊNDICE 1

Detalhamento dos ensaios do Consórcio Antiferrugem usados nos modelos meta-analíticos. Ensaios selecionados, moderadoras e medidas de efeito dos coeficientes da regressão e correlação da relação severidade de ferrugem-asiática e produtividade de soja.

Ensaio	Sel. ¹	Moderadoras ²			ME. Coeficientes ³				ME. correlação ⁴	
		Safra	EPID	SEV _{test}	β_0	SE. β_0	β_1	SE. β_1	r	N. pares
1	0	2005	> R1	61.3	3197.3	55.5	-27.45	3.16	-0.752	60
2	0	2005	< R1	37.0	2132.0	46.6	-5.89	4.41	-0.173	60
3	0	2005	> R1	51.3	2729.0	82.9	-13.03	2.48	-0.556	56
4	2	2005	> R1	5.0	1321.9	31.8	0.31	20.00	0.003	36
5	0	2005	< R1	68.8	2482.8	53.3	-23.04	2.52	-0.779	56
6	0	2005	> R1	20.6	2790.2	140.0	-8.45	6.68	-0.127	60
7	2	2005	> R1	9.6	2538.3	67.2	-28.62	19.60	-0.195	56
8	2	2005	> R1	7.8	2472.7	47.8	-67.65	22.18	-0.383	56
9	0	2005	< R1	58.1	2611.6	89.3	-30.60	2.39	-0.871	52
10	0	2005	> R1	20.8	2170.9	67.6	-9.24	6.79	-0.184	55
11	0	2005	< R1	54.6	3493.8	83.4	-18.47	3.01	-0.653	52
12	0	2005	< R1	78.8	3240.0	137.9	-32.94	3.93	-0.752	56
13	0	2005	> R1	68.3	3113.5	50.2	-8.90	2.13	-0.494	56
14	0	2005	< R1	45.6	1435.2	49.0	-6.42	2.20	-0.351	60
15	0	2005	> R1	42.0	2981.8	85.0	-24.05	3.66	-0.667	56
16	0	2005	> R1	72.4	3700.6	130.6	-3.75	3.00	-0.146	60
17	0	2005	< R1	90.9	2732.2	92.7	-11.06	2.70	-0.473	60
18	0	2005	< R1	56.7	1276.5	70.1	-6.86	1.97	-0.387	60
19	0	2005	< R1	17.7	2663.3	51.4	-51.28	10.38	-0.573	52
20	0	2006	< R1	69.4	2129.5	253.0	-29.01	4.28	-0.775	27
21	0	2006	< R1	76.3	2903.7	137.8	-23.26	2.79	-0.851	28
22	0	2006	> R1	22.3	3132.5	90.7	-4.28	5.95	-0.130	28
23	0	2006	< R1	39.4	2263.3	113.6	-12.26	3.84	-0.542	28
24	0	2006	> R1	80.1	3102.2	96.3	-14.39	1.85	-0.811	32
25	0	2006	< R1	49.4	2177.1	149.9	-17.04	4.49	-0.560	32
26	0	2006	< R1	100.0	1302.4	46.6	-6.49	1.12	-0.727	32
27	0	2006	> R1	56.1	4238.1	139.9	-5.23	5.68	-0.166	32
28	0	2006	> R1	70.6	3033.3	127.1	-14.36	3.34	-0.618	32
29	0	2006	> R1	70.8	1911.4	34.6	-10.84	1.27	-0.842	32
30	0	2006	< R1	23.1	1890.9	110.5	-36.64	9.69	-0.568	32
31	0	2006	< R1	83.8	4085.6	163.5	-21.82	2.78	-0.818	28
32	0	2006	< R1	83.8	2642.8	101.3	-28.05	1.78	-0.937	28
33	2	2006	> R1	0.5	3865.1	101.8	-256.66	275.81	-0.190	32
34	0	2006	> R1	36.5	2949.2	107.9	-9.51	3.93	-0.328	32
35	3	2006	< R1	12.9	3737.4	186.5	-66.33	18.45	-0.585	24
36	0	2006	< R1	100.0	2281.8	71.5	-15.47	1.82	-0.857	28
37	0	2006		51.8	1851.0	94.7	-6.36	2.57	-0.412	32
38	0	2006	< R1	86.3	4496.4	158.6	-42.99	2.50	-0.940	32

continuação APÊNDICE 1 Detalhamento dos ensaios do Consórcio Antiferrugem usados nos modelos meta-analíticos. Ensaios selecionados, moderadoras e medidas de efeito dos coeficientes da regressão e correlação da relação severidade de ferrugem-asiática e produtividade de soja.

Ensaio	Sel. ¹	Moderadoras ²			ME. Coeficientes ³				ME. correlação ⁴	
		Safra	EPID	SEV _{test}	β_0	SE. β_0	β_1	SE. β_1	r	N. pares
39	0	2007	> R1	29.4	2637.3	53.3	-29.11	3.68	-0.698	68
40	0	2007	< R1	56.3	2771.0	117.8	-25.27	2.39	-0.715	68
41	0	2007	< R1	71.3	4170.7	226.1	-22.03	3.96	-0.569	72
42	3	2007	< R1	50.4	4573.1	314.3	-82.92	7.83	-0.785	72
43	0	2007	< R1	100.0	4168.0	227.5	-23.17	3.15	-0.721	52
44	0	2007	> R1	70.0	3394.5	180.3	-15.97	3.71	-0.553	44
45	0	2007	> R1	86.3	4041.0	150.8	-18.36	2.26	-0.697	72
46	0	2007	< R1	48.1	2598.4	131.6	-33.48	2.96	-0.814	68
47	0	2007	< R1	38.0	1945.7	52.1	-17.43	2.72	-0.608	72
48	0	2007	< R1	63.3	1733.7	80.2	-17.43	1.83	-0.752	72
49	0	2007	> R1	50.5	3412.6	80.0	-21.18	2.70	-0.684	72
50	0	2007	> R1	39.5	4876.6	44.7	-15.86	3.98	-0.491	52
51	0	2007	< R1	63.3	1705.6	106.1	-12.21	2.46	-0.522	68
52	0	2007	< R1	100.0	1501.9	73.7	-12.14	1.17	-0.771	68
53	2	2007	< R1	9.7	2095.4	45.5	-35.39	9.72	-0.411	68
54	0	2007	> R1	29.7	1948.9	97.4	-11.11	3.64	-0.317	72
55	0	2007	> R1	60.0	3702.5	131.7	-12.21	3.44	-0.464	48
56	0	2007	< R1	80.1	2600.1	112.6	-11.85	2.67	-0.459	68
57	0	2007	< R1	14.9	3806.6	208.8	-37.10	17.41	-0.254	68
58	0	2007	> R1	32.9	2911.7	68.9	-36.53	4.39	-0.761	52
59	0	2007	< R1	61.8	1744.0	117.6	-22.21	3.01	-0.717	52
60	0	2007	< R1	69.5	4200.3	114.7	-16.27	2.82	-0.624	52
61	0	2007	< R1	85.8	3618.9	241.1	-32.50	3.85	-0.767	52
62	0	2007	< R1	98.8	3392.9	174.9	-11.72	2.61	-0.536	52
63	0	2007	> R1	72.5	3349.3	134.1	-18.37	2.78	-0.689	48
64	0	2007	> R1	92.5	5013.2	304.8	-15.76	4.18	-0.383	44
65	0	2007	< R1	75.6	2527.5	102.5	-17.54	2.30	-0.712	52
66	0	2007	< R1	53.3	1968.4	145.3	-25.78	3.27	-0.750	52
67	0	2007	< R1	42.5	1858.6	78.8	-17.60	3.06	-0.611	52
68	0	2007	< R1	73.5	2000.5	105.4	-22.33	3.12	-0.712	52
69	0	2007	> R1	40.6	3793.7	118.8	-27.03	5.05	-0.604	52
70	0	2007	> R1	29.4	4827.5	85.5	-14.88	5.43	-0.359	52
71	0	2007	< R1	70.0	1739.3	104.9	-3.92	3.18	-0.172	52
72	0	2007	< R1	85.0	1904.9	79.8	-16.42	1.61	-0.822	52
73	0	2007	< R1	79.2	3754.8	214.4	-29.84	4.27	-0.703	52
74	0	2007	< R1	64.5	2270.2	59.6	-5.38	2.01	-0.383	44
75	0	2007	> R1	32.4	2080.9	70.6	-16.80	5.61	-0.419	44

continuação APÊNDICE 1 Detalhamento dos ensaios do Consórcio Antiferrugem usados nos modelos meta-analíticos. Ensaios selecionados, moderadoras e medidas de efeito dos coeficientes da regressão e correlação da relação severidade de ferrugem-asiática e produtividade de soja.

Ensaio	Sel. ¹	Moderadoras ²			ME. Coeficientes ³				ME. correlação ⁴	
		Safra	EPID	SEV _{test}	β_0	SE. β_0	β_1	SE. β_1	r	N. pares
76	0	2007	> R1	68.8	3744.4	137.4	-13.13	3.36	-0.456	52
77	3	2007	< R1	25.5	4069.5	248.8	-68.41	14.49	-0.594	44
78	0	2008	> R1	57.4	2019.4	147.3	-20.08	3.63	-0.530	40
79	0	2008	< R1	87.0	2047.7	206.1	-16.89	2.77	-0.621	40
80	0	2008	< R1	87.5	2866.3	130.8	-10.32	2.23	-0.577	40
81	0	2008	> R1	48.8	3141.7	55.2	-8.82	2.51	-0.494	40
82	1	2008	< R1	73.5						
83	0	2008	< R1	15.7	3250.1	119.2	-52.42	8.73	-0.703	40
84	0	2008	> R1	60.0	2798.6	59.0	-15.37	2.97	-0.644	40
85	2	2008	> R1	1.3	2607.0	172.8	145.12	170.07	0.231	40
86	0	2008	< R1	30.2	2587.7	147.2	-26.17	8.18	-0.461	40
87	0	2008	> R1	23.9	2848.2	81.6	-13.68	9.23	-0.234	40
88	0	2008	> R1	36.5	2783.9	119.6	-34.20	5.65	-0.697	40
89	0	2009	> R1	12.5	3773.6	90.1	-21.15	13.10	-0.199	64
90	0	2009	> R1	57.3	3096.6	35.7	-9.58	1.58	-0.611	64
91	2	2009	> R1	9.8	3416.1	106.9	-115.21	13.21	-0.735	64
92	0	2009	> R1	55.0	2797.5	42.3	-10.60	2.01	-0.557	64
93	0	2009	> R1	53.8	3124.6	84.1	-17.88	2.58	-0.655	64
94	0	2009	> R1	19.8	3203.3	32.1	-36.98	6.31	-0.597	64
95	0	2009	> R1	72.5	1729.5	69.2	-3.22	1.80	-0.220	64
96	0	2009		73.8	4156.2	205.3	-5.41	3.61	-0.187	64
97	0	2009	> R1	67.1	2604.2	62.4	-15.68	1.90	-0.723	64
98	2	2009		9.0	2192.5	106.8	-73.58	23.56	-0.369	64
99	0	2009	> R1	62.3	2449.6	107.2	-11.36	2.10	-0.553	64
100	0	2009	> R1	90.4	2012.2	29.0	-3.54	0.85	-0.466	64
101	0	2009		39.9	2898.9	76.4	-20.73	3.50	-0.594	64
102	0	2009	< R1	71.9	3213.3	61.8	-31.32	1.17	-0.957	64
103	0	2009	> R1	24.8	1535.3	130.7	-34.56	6.52	-0.547	64
104	0	2009	> R1	72.5	3042.9	105.2	-11.43	2.18	-0.523	64
105	2	2009	> R1	7.8	3761.1	103.1	-13.03	25.07	-0.058	64
106	0	2009	< R1	54.6	1893.7	84.7	-23.44	2.52	-0.575	64
107	0	2009	> R1	36.5	3000.0	94.2	-21.50	4.05	-0.459	64
108	0	2009		80.8	2450.5	32.1	-12.37	1.13	-0.813	64
109	0	2009		86.3	2769.5	56.4	-8.25	1.37	-0.608	64
110	0	2009	> R1	80.0	1670.8	74.8	-12.04	1.28	-0.766	64
111	0	2009	< R1	33.7	2372.1	171.5	-11.28	7.95	-0.120	64
112	0	2009	< R1	71.8	2531.8	162.6	-19.14	3.24	-0.588	64

continuação APÊNDICE 1 Detalhamento dos ensaios do Consórcio Antiferrugem usados nos modelos meta-analíticos. Ensaios selecionados, moderadoras e medidas de efeito dos coeficientes da regressão e correlação da relação severidade de ferrugem-asiática e produtividade de soja.

Ensaio	Sel. ¹	Moderadoras ²			ME. Coeficientes ³				ME. correlação ⁴	
		Safra	EPID	SEV _{test}	β_0	SE. β_0	β_1	SE. β_1	r	N. pares
113	0	2009		70.0	2355.9	151.3	-4.62	2.98	-0.193	64
114	0	2009	> R1	12.3	4025.2	110.4	-29.51	14.30	-0.257	60
115	0	2009	> R1	89.0	3245.1	84.9	-6.15	2.03	-0.366	60
116	3	2009	> R1	10.5	3997.4	109.1	-101.66	15.64	-0.589	60
117	0	2009	> R1	57.5	2532.3	40.1	-11.87	2.55	-0.534	56
118	0	2009	> R1	98.0	3686.0	57.0	-12.16	1.42	-0.746	60
119	0	2009	> R1	27.7	3239.5	90.9	-14.04	5.59	-0.309	60
120	0	2009	> R1	34.3	4928.5	137.5	-16.18	5.07	-0.382	60
121	0	2009	> R1	73.5	5063.4	213.2	-14.24	4.39	-0.392	60
122	0	2009	> R1	57.9	3002.3	67.9	-21.44	3.48	-0.629	60
123	0	2009	> R1	17.6	1763.1	106.2	-31.56	11.16	-0.288	60
124	0	2009	> R1	62.5	2653.3	53.7	-9.05	1.98	-0.516	60
125	0	2009		83.8	2067.1	47.6	-4.50	1.04	-0.482	60
126	0	2009		26.6	3064.0	69.3	-14.59	4.59	-0.371	60
127	0	2009	< R1	67.3	3056.8	79.4	-29.11	3.12	-0.774	60
128	0	2009	> R1	25.8	703.8	129.9	-30.28	7.93	-0.374	60
129	0	2009	> R1	71.3	3101.6	89.2	-18.02	2.41	-0.693	60
130	2	2009	> R1	6.0	3849.7	87.7	-68.86	33.60	-0.257	60
131	0	2009	< R1	52.7	1727.5	83.6	-22.47	2.86	-0.553	60
132	0	2009	> R1	36.5	3050.8	112.2	-25.72	3.77	-0.598	60
133	0	2009		95.3	3357.9	100.7	-17.88	2.11	-0.744	60
134	0	2009		74.0	2731.3	47.1	-13.30	1.72	-0.713	60
135	0	2009	> R1	80.0	1511.9	85.3	-9.71	1.43	-0.664	60
136	0	2009	> R1	47.9	3303.7	44.4	-6.33	2.46	-0.320	60
137	0	2009	< R1	37.7	3245.8	105.0	-18.01	7.88	-0.287	60
138	0	2009		72.5	3269.0	178.0	-21.43	4.51	-0.529	60
139	0	2009	< R1	99.0	1612.6	40.1	-6.10	0.86	-0.675	60
140	0	2009	> R1	77.5	4080.0	132.9	-15.80	2.71	-0.626	55
141	3	2009	> R1	70.0	2034.2	173.7	3.04	3.49	0.114	60
142	0	2010	< R1	93.5	3851.8	47.5	-18.20	1.28	-0.896	52
143	0	2010	< R1	77.2	3543.0	131.5	-33.95	2.97	-0.850	52
144	0	2010	> R1	58.1	2244.8	61.7	-19.89	2.46	-0.752	52
145	0	2010	> R1	75.0	2985.2	77.0	-11.56	1.99	-0.686	40
146	0	2010	> R1	70.4	3263.5	41.3	-30.05	1.43	-0.948	52
147	0	2010	< R1	64.7	4090.9	94.5	-45.80	2.05	-0.952	48
148	0	2010	< R1	12.1	3927.3	83.1	-39.81	11.36	-0.459	48
149	0	2010	> R1	41.0	2202.5	73.5	-8.56	3.67	-0.313	52

continuação APÊNDICE 1

Detalhamento dos ensaios do Consórcio Antiferrugem usados nos modelos meta-analíticos. Ensaios selecionados, moderadoras e medidas de efeito dos coeficientes da regressão e correlação da relação severidade de ferrugem-asiática e produtividade de soja.

Ensaio	Sel. ¹	Moderadoras ²			ME. Coeficientes ³				ME. correlação ⁴	
		Safra	EPID	SEV _{test}	β_0	SE. β_0	β_1	SE. β_1	r	N. pares
150	0	2010	< R1	75.0	2143.6	92.2	-9.79	2.24	-0.526	52
151	0	2010	< R1	83.8	2865.6	184.1	-16.87	2.96	-0.610	52
152	2	2010	> R1	0.4	2855.4	174.0	-346.25	582.85	-0.084	52
153	0	2010	< R1	54.6	3310.2	43.7	-18.07	1.81	-0.816	52
154	0	2010	< R1	47.5	2455.5	71.4	-34.86	3.40	-0.823	52
155	0	2010	< R1	54.5	4511.5	209.2	-36.56	4.75	-0.700	48
156	1	2010	< R1	76.9						
157	3	2010	> R1	23.7	3809.7	492.2	-63.80	23.13	-0.363	52
158	0	2010	< R1	70.3	1955.7	80.8	-28.03	1.75	-0.903	52
159	0	2010	> R1	86.4	2485.7	78.5	-15.85	1.25	-0.855	52
160	0	2010	< R1	92.5	2361.9	40.4	-16.80	1.12	-0.923	41
161	0	2010	< R1	60.0	2245.8	26.0	-7.53	1.24	-0.651	52
162	0	2010	> R1	85.7	3593.1	82.2	-27.69	2.94	-0.800	52
163	0	2010	< R1	45.3	2163.2	30.6	-10.14	1.50	-0.691	52
164	0	2010	< R1	90.0	1588.6	177.8	-13.39	2.70	-0.534	52
165	0	2010	< R1	45.0	4227.5	136.0	-49.52	6.08	-0.755	52
166	0	2010	> R1	24.4	2179.3	40.5	-27.90	5.49	-0.584	52
167	2	2010	> R1	7.5	2143.4	65.6	-18.36	16.74	-0.153	52
168	0	2010	> R1	36.9	3101.9	140.6	-24.53	8.55	-0.391	48
169	0	2010	< R1	77.5	2472.1	66.6	-17.60	1.56	-0.842	52
170	0	2010	< R1	58.3	4231.3	103.5	-45.29	3.19	-0.895	52
171	0	2011	> R1	58.5	3685.2	71.9	-23.41	1.96	-0.815	72
172	0	2011	> R1	100.0	3146.3	75.4	-9.95	1.52	-0.617	72
173	0	2011	> R1	59.6	3136.0	60.3	-14.90	1.90	-0.683	72
174	0	2011	> R1	94.5	2497.7	41.8	-7.85	0.86	-0.738	72
175	0	2011	> R1	50.0	3187.1	165.3	-15.61	4.85	-0.359	72
176	0	2011	> R1	67.9	3315.2	236.3	-27.16	4.37	-0.570	60
177	0	2011	> R1	78.8	3967.3	143.8	-10.57	2.41	-0.452	72
178	0	2011	< R1	100.0	3069.5	69.1	-10.71	0.88	-0.783	72
179	0	2011	> R1	45.0	4392.3	130.5	-7.09	5.70	-0.138	72
180	0	2011	> R1	75.0	2622.8	66.5	-14.47	1.58	-0.738	72
181	0	2011	> R1	58.1	2958.3	32.6	-9.37	1.22	-0.711	60
182	0	2011	< R1	69.9	3850.4	35.1	-11.03	1.39	-0.689	72
183	0	2011	> R1	67.5	2266.8	58.3	-9.13	1.67	-0.542	72
184	0	2011	> R1	54.7	4256.2	62.2	-29.72	2.56	-0.836	60
185	0	2011	> R1	44.8	3231.3	55.2	-9.77	1.76	-0.595	56
186	0	2011	< R1	16.3	3928.3	101.3	-15.98	10.33	-0.199	60

continuação APÊNDICE 1

Detalhamento dos ensaios do Consórcio Antiferrugem usados nos modelos meta-analíticos. Ensaios selecionados, moderadoras e medidas de efeito dos coeficientes da regressão e correlação da relação severidade de ferrugem-asiática e produtividade de soja.

Ensaio	Sel. ¹	Moderadoras ²			ME. Coeficientes ³				ME. correlação ⁴	
		Safra	EPID	SEV _{test}	β_0	SE. β_0	β_1	SE. β_1	r	N. pares
187	0	2011	< R1	100.0	4065.9	77.5	-11.79	0.93	-0.848	60
188	0	2011	< R1	60.8	3730.4	123.8	-29.59	3.16	-0.693	72
189	0	2011	> R1	24.3	3618.8	68.2	-42.05	4.50	-0.773	60
190	0	2011	< R1	64.2	4494.6	360.6	-25.04	7.60	-0.390	60
191	0	2011	> R1	74.0	2782.4	101.4	-25.14	1.93	-0.839	72
192	0	2012	< R1	88.0	3570.5	239.5	-15.33	3.10	-0.529	64
193	0	2012	> R1	77.5	3403.3	197.2	-10.57	3.49	-0.350	64
194	0	2012	> R1	37.0	2823.6	87.7	-12.56	3.53	-0.349	64
195	0	2012	< R1	80.6	3431.2	108.6	-21.37	2.16	-0.785	63
196	0	2012	< R1	97.5	3133.3	93.6	-12.53	1.42	-0.746	64
197	0	2012	< R1	81.8	3092.0	56.7	-19.97	1.55	-0.854	64
198	0	2012	> R1	79.0	3466.6	51.4	-23.49	1.50	-0.894	64
199	0	2012	> R1	65.0	2610.3	84.9	-10.66	2.56	-0.467	64
200	0	2012	> R1	50.0	3236.4	43.2	-8.87	2.96	-0.356	64
201	0	2012	> R1	76.3	4281.2	94.5	-5.28	1.62	-0.346	64
202	0	2012	> R1	53.6	4215.3	70.4	-11.27	3.92	-0.406	31
203	0	2012	> R1	67.0	3544.2	206.4	-13.69	4.21	-0.381	64
204	0	2012	> R1	35.3	1769.4	45.3	-21.96	2.66	-0.724	64
205	0	2012	< R1	57.0	2120.4	22.6	-10.64	1.45	-0.681	64
206	1	2012	< R1	58.5						
207	0	2012	> R1	54.1	4444.3	101.6	-3.17	2.75	-0.126	64
208	1	2012	< R1	52.2						
209	0	2013	< R1	39.4	4988.9	114.5	-29.93	6.45	-0.508	64
210	2	2013	> R1	5.5	2632.0	53.6	-4.81	16.96	-0.034	72
211	0	2013	< R1	53.7	2675.4	110.5	-10.17	2.30	-0.452	72
212	2	2013	> R1	7.1	3069.7	46.5	-62.42	12.63	-0.522	71
213	0	2013	> R1	22.9	3114.8	42.6	-19.69	3.76	-0.530	72
214	0	2013	< R1	79.5	3422.5	76.4	-30.12	1.47	-0.926	72
215	0	2013	> R1	71.3	1050.4	58.3	-3.62	1.10	-0.301	72
216	0	2013	> R1	40.0	2506.1	45.3	-21.79	3.38	-0.610	72
217	0	2013	> R1	83.8	2297.8	100.0	-8.02	2.00	-0.432	72
218	2	2013	> R1	5.8	2701.0	136.1	-8.43	37.15	-0.028	72
219	1	2013	< R1	57.8						
220	0	2013	> R1	83.6	2486.1	67.0	-5.76	1.30	-0.365	72
221	0	2013	> R1	40.0	2536.5	65.4	-13.91	3.15	-0.454	72
222	0	2013	> R1	72.3	3464.1	77.6	-16.78	1.52	-0.798	72
223	0	2013	> R1	71.4	3129.9	61.1	-11.25	2.47	-0.478	72

continuação APÊNDICE 1

Detalhamento dos ensaios do Consórcio Antiferrugem usados nos modelos meta-analíticos. Ensaios selecionados, moderadoras e medidas de efeito dos coeficientes da regressão e correlação da relação severidade de ferrugem-asiática e produtividade de soja.

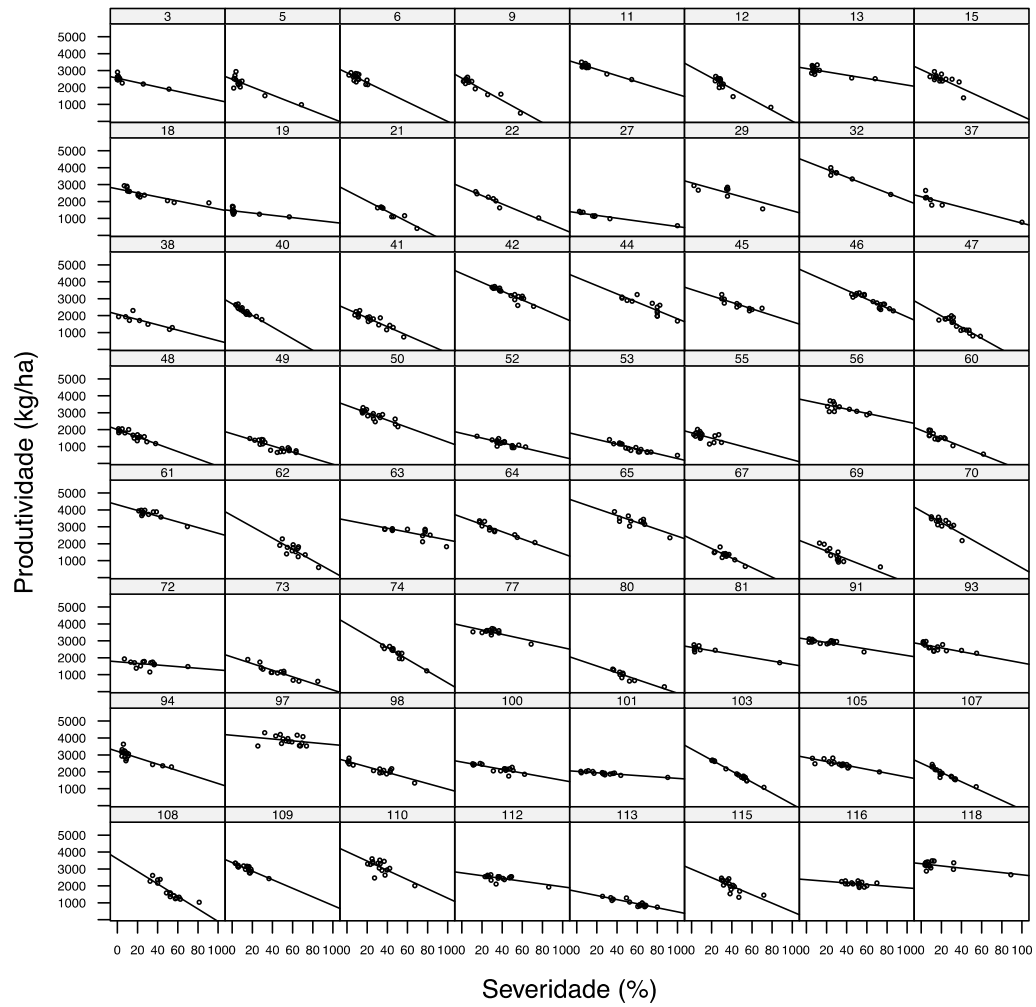
Ensaio	Sel. ¹	Moderadoras ²			ME. Coeficientes ³				ME. correlação ⁴	
		Safra	EPID	SEV _{test}	β_0	SE. β_0	β_1	SE. β_1	r	N. pares
224	0	2013	< R1	34.4	2831.0	53.9	-11.04	4.42	-0.286	72
225	1	2013	< R1	41.0						
226	0	2013	> R1	81.8	3373.6	88.9	-14.44	1.39	-0.737	72
227	0	2013	< R1	79.8	3014.5	50.3	-22.20	1.78	-0.831	72
228	0	2013	< R1	62.3	3578.3	27.5	-9.41	1.52	-0.595	72
229	0	2013	< R1	27.7	3785.4	48.3	-34.92	3.45	-0.771	72
230	0	2013	< R1	98.0	3479.8	111.8	-21.88	1.38	-0.882	72
231	0	2013	> R1	45.5	3600.6	70.2	-16.54	3.03	-0.537	72

¹Seleção dos ensaios: 0 = ensaios incluídos em ambas meta-análise, correlação e coeficientes da regressão linear; 1 = ensaios sem informação de produtividade, excluído de ambas as meta-análises; 2 = ensaios com severidade no tratamento testemunha menor que 10%, excluídos da meta-análise dos coeficientes da regressão linear; 3 = ensaios com o coeficientes angular das regressões lineares classificados como outlier, excluídos da meta-análise dos coeficientes da regressão linear.

²Covariáveis moderadoras usadas nas meta-análises de modelo misto. Safra: ano de realização dos ensaios; EPID: início das epidemias, classificado em antes do estágio R1 (< R1) ou depois de R1 (> R1); SEV_{test}: severidade no tratamento testemunha.

³Coefficientes lineares (β_0) e angulares (β_1) das regressões da relação entre severidade final de ferrugem-asiática e a produtividade e seus respectivos erros padrões de cada ensaio.

⁴Coefficientes de correlação de Pearson (r) e o número de pares severidade-produtividade, usada para estimar a variabilidade do coeficiente.



APÊNDICE 2

Dispersão de pontos e reta da regressão linear, para os dados médios dos tratamentos nos 64 primeiros ensaios utilizados.