



UNIVERSIDADE
ESTADUAL DE LONDRINA

LUCAS HENRIQUE FANTIN

**CONTROLE QUÍMICO DE MANCHA-ALVO DA SOJA:
METANÁLISE**

Londrina
2017

LUCAS HENRIQUE FANTIN

**CONTROLE QUÍMICO DE MANCHA-ALVO DA SOJA:
METANÁLISE**

Dissertação apresentada ao Departamento de Pós-graduação em Agronomia da Universidade Estadual de Londrina, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Agronomia.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Giovanetti Canteri

Londrina
2017

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UEL

Fantin, Lucas Henrique.

Controle químico de mancha-alvo da soja: metanálise / Lucas Henrique Fantin. - Londrina, 2017.
135 f.

Orientador: Marcelo Giovanetti Canteri.
(dissertação) - Universidade Estadual de Londrina, Centro de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Agronomia, 2017.
Inclui bibliografia.

1. Metanálise - . 2. *Corynespora cassiicola* - . 3. Fungicidas - . 4. produtividade - . I. Canteri, Marcelo Giovanetti. II. Universidade Estadual de Londrina. Centro de Ciências Agrárias. Programa de Pós-Graduação em Agronomia. III. Título.

LUCAS HENRIQUE FANTIN

CONTROLE QUÍMICO DE MANCHA-ALVO DA SOJA: METANÁLISE

Dissertação apresentada ao Departamento de Pós-graduação em Agronomia da Universidade Estadual de Londrina, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Agronomia.

BANCA EXAMINADORA

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Giovanetti Canteri
Universidade Estadual de Londrina - UEL

Prof. Dr. Inês Cristina de Batista Fonseca
Universidade Estadual de Londrina - UEL

Dr. Mauricio Conrado Meyer
Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária -
EMBRAPA

Londrina, 17 de Fevereiro de 2017.

Dedico este trabalho a Deus e a meus pais João Antônio Fantin e Simone Zacchi por todo esforço e dedicação.

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador Dr. Marcelo Giovanetti Canteri não só pela constante orientação neste trabalho, mas, sobretudo pela sua amizade e apoio.

Em especial agradecer a todos os pesquisadores envolvidos na rede de ensaios cooperativos de controle de mancha-alvo da soja e também a Empresa brasileira de pesquisa agropecuária (EMBRAPA).

Aos professores do departamento de agronomia, em especial prof. Dr. Ciro Hideki Sumida pelo apoio e companheirismo.

Gostaria de agradecer especialmente a Sara R. Ortega por todo carinho, afeto e apoio ao longo dessa jornada.

Aos meus pais João A. Fantin por todo esforço, minha mãe Simone Zacchi e irmã Karina Fantin por todo carinho e compreensão.

Aos colegas de laboratório Ricardo Gonçalves, Felipe Araujo, Luiz Henrique Almeida, Rodrigo Dluglosz, Marina F. Bracale, André Luís da Silva, Fernando Buss Tupich, ,Giovane Arieira e José Rocha.

Agradecer também a todos os colegas e funcionários do programa de pós-graduação em agronomia da Universidade Estadual de Londrina (UEL).

FANTIN, Lucas Henrique. **Controle de químico de mancha-alvo da soja: metanálise.** 2017. 135 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2017.

RESUMO

A soja (*Glycine max* L. Merrill) é a principal cultura agrícola no Brasil. Dentre os principais fatores que limitam a produção estão as doenças. A mancha-alvo causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* (Berk. & M.A. Curtis) C.T. Wei, é encontrada em todas as regiões produtoras de soja no Brasil, podendo sobreviver em restos culturais e ser transmitida via sementes. O controle químico é um dos principais métodos de controle da doença. Os fungicidas registrados para controle da doença são testados pela rede de ensaios cooperativos organizados pela Embrapa. Resultados de ensaios apresentam variações de eficiência de controle e rendimento em produtividade, impossibilitando a elaboração de conclusões precisas sobre o método de controle. Para melhor determinar o efeito do controle químico foi utilizada a técnica conhecida como metanálise. A técnica consiste na síntese estatística de resultados de estudos independentes. Os dados utilizados fazem parte dos ensaios cooperativos de mancha-alvo, conduzidos entre as safras 2011/12 a 2015/16. A variável resposta utilizada foi produtividade, calculada a partir da diferença entre tratamento e testemunha. A medida de dispersão foi dada pela variância de cada tratamento. Foram utilizados modelos de efeitos aleatórios e efeitos mistos no conjunto de todos os dados, com relato de incidência de ferrugem asiática (CRFA) e sem relato (SRFA). Os dados foram ainda divididos nos subgrupos *Severidade na testemunha* e *Safra*, e novamente utilizados modelos de efeitos aleatórios e mistos. As medidas metanalíticas de produtividade foram 295,8 kg/ha para CRFA e 261,0 kg/ha para SRFA e a amplitude dos dados foi 58,3 kg/ha e 61,1 kg/ha, respectivamente. Isto indica que em ensaios com relato de ferrugem asiática o incremento em produtividade foi influenciado por esta doença. Analisando-se a medida de efeito no transcorrer das safras, 2011/12 até 2015/16, não foi observado redução de produtividade em resposta a aplicação de fungicidas no controle de mancha-alvo. Os resultados indicaram que os fungicidas utilizados para o controle da mancha-alvo contribuíram em produtividade, quando utilizados em cultivares com alta e moderadamente sensibilidade e em condições de severidade moderada (15 a 30%) e alta (>30%), não apresentando resposta em cultivares não sensíveis. Através do uso de modelos metanalíticos concluiu-se que o controle químico de mancha-alvo da soja promove acréscimo de produtividade em condições de alta severidade da doença (>30%) ou para cultivares que apresentam alta sensibilidade ao fungo *Corynespora cassiicola*. A presença de ferrugem asiática nos ensaios influenciou a contribuição dos fungicidas, superestimando o incremento em produtividade.

Palavras-chave: *Corynespora cassiicola*. *Glycine max*. Revisão sistemática. Ensaios cooperativos. Produtividade.

FANTIN, Lucas Henrique. **Chemical control of soybean target spot: meta-analysis.** 2017. 135 p. Dissertation (Master's in Agronomy) – Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2017.

ABSTRACT

Soybean (*Glycine max* L. Merrill) is the main agricultural crop in Brazil. Among the main factors that limit production are diseases. The target spot caused by the fungus *Corynespora cassiicola* (Berk. & M.A. Curtis) C.T. Wei, is found in all soybean producing regions in Brazil, being able to survive in cultural remains and be transmitted via seeds. Chemical control is one of the main methods of management of disease. The fungicides for disease control are tested by the network of cooperative trials organized by Embrapa. Test results show variations in control efficiency and productivity, making it impossible to draw precise conclusions about the control method. To better determine the effect of chemical control, the technique known as meta-analysis was used. The technique consists of the statistical synthesis of results from independent studies. The data used are part of the cooperative target-spot trials carried out between the 2011/12 and 2015/16 seasons. The response variable used was productivity, calculated from the difference between treatment with fungicide spray and control. The dispersion measure was given by the variance of each treatment. Random effects models and mixed effects were used in the set of all data, with an incidence of Asian soybean rust incidence (IASR) and without report (WIASR). Data were further divided into the subgroups *Severity in control* and *season*, and again random and mixed effects models were used. The meta-analytical productivity measures were 295.8 kg.ha⁻¹ for IASR and 261.0 kg.ha⁻¹ for WIASR and the amplitude of the data was 58.3 kg.ha⁻¹ and 61.1 kg.ha⁻¹, respectively. This indicates that in trials with reports of Asian rust the increase in productivity was influenced by this disease. Analyzing the measure of effect during the seasons, 2011/12 to 2015/16, no reduction of productivity was observed in response to the application of fungicides in the control of soybean target spot. The results indicated that the fungicides used for the control of the target spot contributed to productivity when used in cultivars with high and moderately sensitive and moderate (15 to 30%) and high (> 30%) conditions of severity, with no response in non-sensitive cultivars. Through the use of meta-analytic models it was concluded that the chemical control of soybean target spot promotes an increase of productivity in conditions of high disease severity (> 30%) or for cultivars that show high sensitivity to *Corynespora cassiicola* fungus. The presence of Asian rust in the trials influenced the contribution of fungicides, overestimating the increase in productivity.

Keywords: *Corynespora cassiicola*. *Glycine max*. Systematic review. cooperative trials. productivity.

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 calculados para o conjunto de dados da metanálise do controle químico de mancha-alvo da soja.....	53
Tabela 4.1 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 calculados para o conjunto de dados da metanálise do controle químico de mancha-alvo da soja.....	67
Tabela 4.2 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 calculados para o conjunto de dados da metanálise do controle químico de mancha-alvo da soja.....	74
Tabela 4.3 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2011/12.	74
Tabela 5.1 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2011/12.	86
Tabela 5.2 - Valores de heterogeneidade para estudos da rede de cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2011/12.	87
Tabela 5.3 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2012/13.	90
Tabela 5.4 - Valores de heterogeneidade de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2012/13 inseridos na metanálise.	91
Tabela 5.5 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2013/14.	93

Tabela 5.6 - Valores de heterogeneidade de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2013/14.	94
Tabela 5.7 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2014/15.	96
Tabela 5.8 - Valores de heterogeneidade de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2014/15.	96
Tabela 5.9 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2015/16.	98
Tabela 5.10 - Valores de heterogeneidade de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2015/16.	99
Tabela 6.1 - Medida metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha baixa (<15%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.....	108
Tabela 6.2 - Valores de Heterogeneidade de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha baixa (<15%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.	109
Tabela 6.3 - Medida metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha moderada (15 a 30%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.	111
Tabela 6.4 - Valores de heterogeneidade de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha moderada (15 a 30%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.	111
Tabela 6.5 - Medida metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha alta (>30%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.	112

Tabela 6.6 - Valores de heterogeneidade de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha alta (>30%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.....113

Tabela 6.7 - Medida metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo considerando níveis de sensibilidade da cultivar entre as safras de 2011/12 a 2015/16.....118

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Lesões necróticas com halo amarelo em folhas de soja causada pelo fungo <i>Corynespora cassiicola</i>	25
Figura 2 - Escala diagramática de avaliação de severidade de mancha-alvo da soja.	29
Figura 3 - Representação esquemática da função do índice I2 entre a dispersão dos efeitos observados e dispersão dos efeitos reais.	38
Figura 4 - Representação esquemática do modelo de efeitos fixos.	39
Figura 5 - Representação esquemática do modelo de efeitos aleatórios	41
Figura 3.1 - Medidas de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos para controle de mancha-alvo no período entre 2011 e 2015.	51
Figura 3.2 - Distribuição de medidas de efeito para o controle químico de mancha-alvo em ensaios cooperativos conduzidos entre as safras 2011/12 a 2015/16, selecionados para metanálise.	52
Figura 3.3 - Medida metanalítica considerando-se a moderadora safra para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.....	54
Figura 3.4 - Medida metanalítica considerando a moderadora região para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.....	55
Figura 3.5 - Medida metanalítica considerando a moderadora cultivar para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.....	56
Figura 3.6 - Medida metanalítica considerando a moderadora fungicida para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.....	57
Figura 4.1 - Medida metanalítica considerando o moderador severidade na testemunha para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.	68
Figura 4.2 - Medida metanalítica considerando a moderadora região para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.....	69

Figura 4.3 - Medida metanalítica considerando a moderadora cultivar para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.....	70
Figura 4.4 - Medida metanalítica considerando a moderadora fungicida para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 sem relatos de incidência de ferrugem.	71
Figura 4.5 - Medida metanalítica considerando a moderadora severidade na testemunha para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 sem relatos de incidência de ferrugem.....	73
Figura 4.6 - Medida metanalítica considerando a moderadora safra para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 sem relatos de incidência de ferrugem.	75
Figura 4.7 - Medida metanalítica considerando a moderadora fungicidas para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 sem relatos de incidência de ferrugem.	76
Figura 4.8 - Medida metanalítica considerando a moderadora cultivar para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 sem relatos de incidência de ferrugem.	77
Figura 4.9 - Medida metanalítica considerando a moderadora severidade na testemunha para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 sem relatos de incidência de ferrugem.....	77
Figura 5.1 - Distribuição de medidas de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2011/12.	86
Figura 5.3 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2011/12 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando cultivar como moderador de efeito.	88

Figura 5.4 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2011/12 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando cultivar como moderador de efeito.	89
Figura 5.5 - Distribuição da medida de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo entre as safras de 2012/13 a 2015/16.	90
Figura 5.6 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2012/13 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando cultivar como moderador de efeito.	92
Figura 5.7 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2013/14 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando fungicidas como moderador de efeito.	93
Figura 5.8 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2013/14 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando cultivar como moderador de efeito.	95
Figura 5.9 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo nas safras 2014/15 e 2015/16 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando fungicida como moderador de efeito.	95
Figura 5.10 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2014/15 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando cultivar como moderador de efeito.	97
Figura 5.11 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2015/16 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando cultivar como moderador de efeito.	100

Figura 6.1 - Distribuição da medida de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha baixa (<15%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.	108
Figura 6.2 - Distribuição da medida de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha moderada (15 a 30 %) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.	110
Figura 6.3 - Distribuição da medida de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha alta (>30%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.	112
Figura 6.4 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo entre as safras 2011/12 a 2015/16 utilizando safra como moderador de efeito.....	114
Figura 6.5 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo entre as safras 2011/12 a 2015/16 utilizando fungicida como moderador de efeito.	115
Figura 6.6 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo entre as safras 2011/12 a 2015/16 utilizando cultivar como moderador de efeito.	116

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	17
2	REVISÃO DE LITERATURA	20
2.1	A CULTURA DA SOJA	20
2.1.1	Histórico	20
2.1.2	Importância Econômica	20
2.2	MANCHA-ALVO DA SOJA	21
2.2.1	Histórico	21
2.2.2	Etiologia	22
2.2.3	Ciclo da Doença	22
2.2.3.1	Sobrevivência e disseminação	22
2.2.3.2	Infecção, colonização e reprodução	23
2.2.3.3	Condições ambientais favoráveis	24
2.2.4	Sintomatologia e Danos	24
2.2.5	Estratégias de Controle	26
2.2.5.1	Controle cultural	26
2.2.5.2	Controle químico	27
2.2.6	Rede de Ensaios Cooperativos de Mancha-Alvo da soja	28
2.3	REVISÕES SISTEMÁTICAS E METANÁLISE	30
2.3.1	Histórico	30
2.3.2	Conceitos e Definições	32
2.3.3	Etapas Para Uma Metanálise	33
2.3.3.1	Revisão sistemática	33
2.3.3.2	Critérios para seleção de dados	34
2.3.3.3	Medida de efeito	34
2.3.3.4	Heterogeneidade	35
2.3.3.5	Modelo de efeitos fixos	39
2.3.3.6	Modelo de efeitos aleatórios	40
2.3.3.7	Modelo de efeitos mistos	41

3	ARTIGO A: CONTROLE DE MANCHA-ALVO DA SOJA COM FUNGICIDAS E GANHO DE PRODUTIVIDADE VIA METANÁLISE.....	42
3.1	RESUMO.....	42
3.2	ABSTRACT.....	43
3.3	INTRODUÇÃO.....	44
3.4	MATERIAIS E MÉTODOS.....	45
3.4.1	LEVANTAMENTO DE DADOS.....	45
3.4.2	CRITÉRIOS DE EXCLUSÃO DE ESTUDOS.....	46
3.4.3	MEDIDAS DE EFEITO.....	46
3.4.4	DISTRIBUIÇÃO E FREQUÊNCIA DE DADOS.....	47
3.4.5	HETEROGENEIDADE.....	48
3.5.6	MODELOS DE EFEITO.....	49
3.5	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	51
3.5.1	Modelos Mistos.....	54
3.6	CONCLUSÃO.....	59
4	ARTIGO B: INFLUÊNCIA DA PRESENÇA DE <i>PHAKOPSORA PACHYRHIZI</i> EM ENSAIOS DE MANCHA-ALVO ATRAVÉS DE TÉCNICAS METANALÍTICAS.....	60
4.1	RESUMO.....	60
4.2	ABSTRACT.....	61
4.3	INTRODUÇÃO.....	62
4.4	MATERIAL E MÉTODOS.....	63
4.4.1	LEVANTAMENTO DE DADOS.....	63
4.4.2	CRITÉRIOS DE EXCLUSÃO DE ESTUDOS.....	63
4.4.2	MEDIDAS DE EFEITO.....	64
4.4.3	SUBGRUPO PRESENÇA DE FERRUGEM ASIÁTICA.....	64
4.5	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	66
4.5.1	SUBGRUPO 1 - ENSAIOS COM RELATOS DE FERRUGEM ASIÁTICA.....	66
4.5.2	SUBGRUPO 2 - ENSAIOS SEM RELATOS DE FERRUGEM ASIÁTICA.....	73
4.6	CONCLUSÃO.....	79

5	ARTIGO C: INCREMENTO DE PRODUTIVIDADE EM RESPOSTA AO CONTROLE QUÍMICO AO LONGO DAS SAFRAS ATRAVÉS DE MÉTODOS METANALÍTICOS	80
5.1	RESUMO	80
5.2	ABSTRACT	81
5.3	INTRODUÇÃO	82
5.4	MATERIAL E MÉTODOS.....	83
5.4.1	LEVANTAMENTO DE DADOS	83
5.4.2	MEDIDAS DE EFEITO	83
5.4.2	SUBGRUPO SAFRA.....	84
5.4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	86
5.6	CONCLUSÃO.....	102
6	ARTIGO D: RELAÇÃO ENTRE SENSIBILIDADE DA CULTIVAR E SEVERIDADE DE MANCHA-ALVO NA REDUÇÃO DE PRODUTIVIDADE DE SOJA	103
6.1	RESUMO	103
6.2	ABSTRACT	104
6.3	INTRODUÇÃO	105
6.4	MATERIAL E MÉTODOS.....	107
6.4.1	Subgrupo Severidade Baixa	107
6.4.2	Subgrupo Severidade Moderada	110
6.4.3	Subgrupo Severidade Alta.....	112
6.4.4	Subgrupo Severidade – Moderadoras Com Relatos de Ferrugem Asiática	114
5	CONCLUSÃO	119
7	CONCLUSÃO GERAIS	120
	REFERÊNCIAS	121

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é o segundo maior produtor de soja, atrás apenas dos Estados Unidos (USDA, 2015). Na safra 2015/16 foram produzidos cerca de 95,4 milhões de toneladas em uma área de 33,2 milhões de hectares e média de produtividade de 2870 kg.ha⁻¹ (CONAB, 2016).

A obtenção de altas produtividades está condicionada a diversos fatores abióticos, como fertilidade, condições climáticas, e fatores bióticos, como pragas e doenças. Na cultura da soja, existem cerca de 40 doenças, dentre elas, a ferrugem asiática causada pelo fungo *Phakopsora pachyrhizi*, é a principal doença da cultura no Brasil. Entretanto, nos últimos anos, o aumento do número de casos de mancha-alvo vem ganhando destaque no cenário agrícola nacional e chamando a atenção para o seu controle (GODOY et al., 2012, 2013, 2014, 2015, 2016).

A mancha-alvo da soja é causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* (Berk. & M.A. Curtis) C.T. Wei. identificado inicialmente no Brasil, em 1974 no estado do Paraná, e posteriormente no estado de São Paulo (ALMEIDA et al., 1976), sendo em 1988 relatado nos Estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e do Rio Grande do Sul (YORINORI, 1989), e no cerrado na década de 90, atingindo praticamente todas as regiões de cultivo do Brasil (GODOY et al., 2012; 2013).

O fungo sobrevive em restos culturais e é capaz de infectar diversas culturas de interesse agrônômico, como feijão, soja, algodão, além de espécies de plantas daninhas, como trapoeraba (*Commelina bengalensis* L), lantana (BARRETO et al., 1995; PEREIRA et al., 2003; PASSOS et al., 2010) e o assa-peixe (CUTRIM; SILVA, 2003; OLIVEIRA et al., 2007), podendo ainda ser transmitido via semente. Entre as estratégias de manejo, segundo Almeida et al. (2005), estão o uso de cultivares resistentes, tratamento de sementes, rotação/sucessão de culturas utilizando poaceas como milho (não hospedeira), e o controle químico da parte aérea com fungicidas.

No mercado já existem cultivares que apresentam resistência parcial/tolerância ao fungo *Corynespora cassiicola*, entretanto, a maioria das são suscetíveis e podem sofrer severa desfolha e redução de produtividade (ALMEIDA et al., 2005). Godoy e Canteri (2004) citam que a baixa disponibilidade de cultivares resistentes conduz o manejo de controle da doença para o uso de fungicidas.

Entre os fungicidas registrados para o controle de mancha-alvo da

soja no Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), portal AGROFIT, estão os grupos dos benzimidazóis, triazóis e estrobilurinas. Testes de eficiência de controle são realizados pela rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja. Contudo, resultados contrastantes tem transformado o manejo da doença em uma incógnita, impossibilitando o planejamento e a tomada de decisão. Para esclarecer tais perguntas, técnicas estatísticas como a metanálise podem fornecer evidências sobre o verdadeiro desempenho de controle e os fatores que o interferem.

A metanálise, segundo Cheung e Vijayakumar (2016) é uma técnica amplamente aceita para síntese de resultados de ensaios em diversas áreas. A técnica vem se tornando padrão em diversas áreas para sumarizar resultados de diferentes estudos (GLASS, 1976; MADDEN; PAUL, 2011; MADDEN et al., 2016). O conceito foi desenvolvido inicialmente na área de ciências sociais e médica e tem sido cada vez mais utilizada em estudos de ecologia, epidemiologia de doenças de plantas, avaliando-se o controle (MADDEN; PAUL, 2011; NGUGI et al., 2011) efeito da aplicação de fungicidas (PAUL et al., 2007; PAUL et al., 2008; SCHERM et al., 2009; PAUL et al., 2010; OJIAMBO et al., 2010; NGUGI et al., 2011; PAUL et al., 2011, WILLYERD et al., 2012; SALAM et al., 2013; CALVO et al., 2016; FANTIN et al., 2016; YELLAREDDYGARI et al., 2016), controle biológico (CHANDRASEKARAN et al., 2016) relações entre severidade e redução de produtividade (PAUL et al., 2005, PAUL et al., 2006; SHAH; DILLARD, 2006; DALLA LANA et al., 2015) e recentemente, identificação e refinamento de genes de resistência a doenças (SORIANO; ROYO, 2015). Deste modo, segundo Lovatto et al. (2007) no domínio agrícola, o número de estudos envolvendo metanálise tem aumentado nos últimos anos, sinalizando que o procedimento pode se tornar rotina nesse campo da ciência. Madden, Piepho e Paul (2016) citam que esse crescimento tem ocorrido principalmente para estudos com o controle com fungicidas.

Basicamente, a técnica consiste na síntese estatística de resultados de uma série de estudos independentes (BORENSTEIN et al., 2009), onde o objetivo segundo Viechtbauer (2010) é agregar e contrastar os resultados de vários estudos relacionados. Ramalho (2005) resume em um estudo observacional de evidências baseadas em métodos estatísticos.

Os métodos estatísticos empregados na metanálise asseguram a obtenção de uma estimativa combinada e precisa, sobretudo em virtude do aumento

do número de observações e, conseqüentemente, do poder estatístico. Outra possibilidade é examinar a variabilidade entre os estudos, o que não é possível quando se realiza apenas uma média dos resultados publicados (FAGARD; STAESSEN e THIJIS, 1996).

A obtenção de dados pode ser realizada através da revisão sistemática da literatura, de forma sistemática e rigorosa, passível de replicação por outros investigadores, selecionando estudos primários relacionados ao tema. O objetivo da sistematização é reduzir possíveis vieses que ocorreriam em uma revisão não sistemática (BORENSTEIN et al., 2009, MADDEN; PAUL, 2011).

Tendo em vista a incerteza nas características que envolvem o controle químico de mancha-alvo da soja no Brasil, objetivou-se demonstrar através do uso de metanálise o efeito do controle químico com fungicidas na produtividade, além de explorar a influencia de outros fatores como safra, ingrediente ativo, cultivar, nível de severidade.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 A CULTURA DA SOJA

2.1.1 Histórico

A soja (*Glycine max* L. Merrill) é uma planta da família Fabaceae e tem como centro de origem o continente Asiático. Na América os primeiros relatos sobre a cultura, datam do início do século XIX como promissora forrageira e produtora de grãos nos Estados Unidos. No Brasil o primeiro relato foi em 1882, estado da Bahia, chegando a São Paulo em meados de 1890. O início da soja como grande cultura no Brasil, se deu a partir da década de 40, no Rio Grande do Sul, e foi impulsionada na década de 50 devido as geadas que dizimaram área de café no estado do Paraná. Na década de 60 e 70 a cultura chegou ao Centro Oeste e na década de 90, avançou para a região, tornando-se a maior cultura em área cultivada no Brasil (CÂMARA, 2000).

Dentre os principais motivos de expansão da soja no Brasil e em todo mundo, Hirakuri e Lazzarotto (2014) citam o elevado teor de proteína nos grãos (cerca de 40%) importante fonte nutricional animal, considerável teor de óleo (aproximadamente 20%), podendo ser utilizado na produção de biocombustível e alimentação, e a fácil absorção e utilização de tecnologias de produção.

2.1.2 Importância Econômica

O Brasil é o segundo maior produtor de soja, atrás apenas dos Estados Unidos. A produção mundial no último período 2013/14 foi de 283,87 milhões de toneladas, para o período 2014/15, o departamento de agricultura americano estima o aumento de 12% na produção, chegando a 317,3 milhões de toneladas, sendo o Brasil é o segundo maior produtor de soja, atrás apenas dos Estados Unidos (USDA, 2015). Na safra 2015/16 foram produzidos cerca de 95,4 milhões de toneladas em uma área de 33,2 milhões de hectares e média de produtividade de 2870 kg.ha⁻¹. As estimativas para safra 2016/17 apontam produção superior a 102 milhões de toneladas em uma área de 33,9 milhões de hectares. O maior estado produtor Brasileiro, é o Mato Grosso, com volume estimado em 28,13

milhões de toneladas e área de 8917,2 milhões de hectares, seguido pelo estado do Paraná com 17,12 milhões de toneladas e área de 5215,8 milhões de hectares (CONAB, 2016).

A cultura da soja desempenha papel fundamental nas relações econômicas brasileiras, sendo a cadeia produtiva responsável pela geração de mais de 10 milhões de empregos diretos e indiretos, representando cerca de 30% do valor das exportações do agronegócio e 12,8% de todas as exportações brasileiras (BRASIL, 2015).

2.2 MANCHA-ALVO DA SOJA

2.2.1 Histórico

A mancha-alvo da soja é causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* (Berk. & Curtis) C.T Wei. A doença foi identificada pela primeira vez na cultura da seringueira em Serra Leoa, por Deighton em 1936 (KINGSLAND, 1986). Em seguida, foi constatada nos Estados Unidos no ano de 1945, associada a altas precipitações, causando reduções de produtividade na ordem de até 30% (HARTWIG, 1959)

Na cultura da soja no Brasil, foi relatada pela primeira vez em 1976 no Estado do Paraná e posteriormente no Estado de São Paulo (ALMEIDA et al., 1976 a). Em 1989, a doença foi relatada nos Estados do Mato Grosso, do Mato Grosso do Sul e do Rio Grande do Sul (YORINORI, 1989). A evolução da doença para o cerrado aconteceu na década de 90.

Até o ano de 2000, a mancha-alvo era considerada como uma doença irrelevante. Silva et al. (2002) citam que no ano de 1994, os danos e perdas causados pela mancha alvo na soja não eram significativos, porém na safra 2000 já se contabilizava danos no Brasil de 120 mil toneladas, gerando um prejuízo de 26,4 milhões de dólares. Verzignassi et al. (2003) e Vida et al. (2004) observaram que a mancha-alvo, em pepino cultivado em estufas, chegou a causar reduções de até 60% na produção, além de reduzir a qualidade dos frutos. Reis e Boiteux (2007) citam que em tomateiros conduzidos em sistema de cultivo protegido, a mancha-alvo causou sérios danos, sobretudo, nos frutos, impactando diretamente a produção. Os mesmos autores comentam que por não estarem familiarizados com a doença e em

função da falta de métodos de controle adequados e eficientes, os prejuízos foram agravados.

2.2.2 Etiologia

A primeira descrição feita por Berk. & M.A. Curtis em 1868, classificou o fungo como *Helminthosporium cassiicola*, posteriormente em 1950, o fungo foi classificado como *Corynespora cassiicola* (Berk. & Curtis) C.T Wei. Pertence ao Reino Fungi, Filo *Ascomycota*, Classe *Dothideomycetes*, Ordem *Pleosporales* e gênero *Corynespora* (AGRIOS, 2005). A fase perfeita ou sexuada ainda não foi relatada.

O fungo apresenta conidióforos normalmente marrom-claro, longos de formato cilíndrico, podendo ser retos ou levemente curvados, e apresentar-se isoladamente ou em cadeias de 4 a 20 pseudoseptos com um hilo pronunciado na base. A coloração dos conídios varia de sub-hialina a marrom-clara (BLAZQUEZ, 1991). Koening et al. (2006) observaram predominância de conídios com três a cinco septos, centro de hilo na base e tamanho de 7-22 µm por 39-520 µm de comprimento.

A estrutura de resistência do patógeno é o clamidósporo, de coloração hialina, formato oval e dimensões 16-30 µm x 14-20 µm. O desenvolvimento do patógeno é rápido nos meios de cultura BDA (batata-dextrose-agar), Czapek e V8. A temperatura ótima para o crescimento micelial varia de 18 a 21° C, com máxima 34-39° C e mínima de 5-7° C (SINCLAIR & BACKMAN, 1989).

Aguiar (2015) estudando características morfológicas de isolados de *Corynespora cassiicola* observaram que grande variabilidade em relação a cor, textura, forma da colônia e taxa crescimento micelial.

2.2.3 Ciclo da Doença

2.2.3.1 Sobrevivência e disseminação

O fungo *Corynespora cassiicola* é considerado por diversos autores, como cosmopolita e inespecífico, por infectar diversas espécies, sendo relatado em mais de 300 hospedeiros (PEREIRA et al., 2003, FARR et al., 2009). Entre as

culturas atacadas pelo fungo estão: Feijão (*Phaseolus vulgaris*), Tomate (*Solanum lycopersicum* L.), acerola (*Malpighia glabra* L.), mamão (*Carica papaya* L.), alface (*Lactuca sativa* L.), pepino (*Cucumis sativus* L.), pimentão (*Capsicum annuum* L.), algodão (*Gossypium hirsutum*) e soja (*Glycine max* L. Merrill), além de espécies de plantas daninhas, como trapoeraba (*Commelina bengalensis* L.), lantana (BARRETO et al., 1995) e o assa-peixe (CUTRIM; SILVA, 2003; OLIVEIRA et al., 2007). Por ser considerado fungo necrotrófico, ou seja, nutrição a partir de tecidos mortos do hospedeiro, sua sobrevivência pode ocorrer em tecidos vivos do hospedeiro, restos culturais e sementes.

Rinzo e Kitazawa (1980) verificaram após período de doze meses sem a presença do hospedeiro, que ainda houve incidência de 50% da doença em plantas de soja. Reis et al. (2011) trabalhando com tempo necessário para decomposição de restos culturais de milho e soja posicionados na superfície do solo, simulando plantio direto, no Rio Grande do Sul, observaram que em média, são necessários 37 e 34,5 meses respectivamente, para que os restos culturais sejam totalmente decompostos.

A liberação dos conídios ocorre de forma passiva, e a disseminação por curtas distâncias ocorre por gotas de chuvas associadas ao vento. O uso de sementes infectadas, além de permitir a disseminação do patógeno por longas distâncias, contribui para o aumento de inóculo na área, através da produção de conídios oriundos de lesões primárias em cotilédones e hipocótilo. Os conídios produzidos neste ciclo primário da doença são disseminados pelo vento podendo atingir novas plantas (ALMEIDA et al., 2005).

2.2.3.2 Infecção, colonização e reprodução.

Os conídios de *C. cassicola* após serem depositados na superfície do hospedeiro, na presença de água, emitem o tubo germinativo e apressório. O processo de penetração ocorre com auxílio de enzimas, caracterizando a fase de infecção.

A fase de colonização se dá pelo início da retirada de nutrientes do hospedeiro. O fungo é considerado parasita necrotrófico (SNOW; BERGGREN, 1989), assim, para se nutrir necessita matar as células do hospedeiro. A produção da toxina *cassicolin* é responsável por promover a morte das células do hospedeiro e

conseqüentemente a severidade da doença.

2.2.3.3 Condições ambientais favoráveis

O fungo *C. cassiicola* é favorecido por temperaturas entre 20 e 32°C e longos períodos (entre 16 e 44 horas) de alta umidade relativa. A doença é severa em regiões chuvosas sem ocorrência de períodos secos prolongados (BLAZQUEZ, 1991). Melo e Reis (2010) identificaram uma temperatura ótima para germinação de 23°C, porém os mesmos autores afirmam que os esporos podem germinar em uma ampla gama de temperatura, variando entre 7 e 39°C. Teramoto, Parisi e Cunha (2013) trabalhando com crescimento micelial de isolados de *C. cassiicola* verificaram temperatura ótima entre 23,3 e 29,5 C. Outro fator intrínseco a germinação de esporos é a presença ou ausência de luz. Almeida e Yamashita (1976 b) observaram favorecimento de crescimento e esporulação do fungo na presença de luz, quando comparado com o desenvolvimento em ambiente com ausência luminosa. Já Teramoto, Parisi e Cunha (2013) observaram diferentes reações de isolados a presença ou ausência de luz. No estudo, isolados de melão e tomate tiveram a esporulação favorecida pela ausência de luz. Duarte et al. (1983) também verificaram o mesmo efeito para isolados de *C. cassiicola* do mamoeiro. Os autores ainda analisaram características morfológicas e fisiológicas e sugerem a presença de raças diferentes do patógeno.

2.2.4 Sintomatologia e Danos

Os sintomas ocasionados pelo fungo *C. cassiicola* podem ser observados em folhas, hastes, raízes e flores em mais de 280 hospedeiros em diversos países de clima tropical e subtropical (FARR et al., 2009). Os sintomas surgem como pequenos pontos com halo amarelo que crescem até dois cm de diâmetro e tornam-se circulares de coloração castanho-claros a castanho-escuro. As lesões necróticas são circundadas por um halo clorótico, e em algumas espécies apresentam anéis concêntricos, o que levou a sua denominação de mancha-alvo. A doença também pode causar desfolha prematura (KUROZAWA; PAVAN, 2005). Os sintomas podem apresentar variações em função dos diferentes níveis de resistência das cultivares (TERAMORI et al., 2013) e das linhagens filogenéticas do fungo *C.*

cassicola (DIXON et al., 2009). Os danos em folhas ocorrem devido a redução de área foliar fotossintética. Em folhas de soja formam-se lesões necróticas com a presença de halo amarelo (Figura 1), podendo coalescer e causar desfolha.

Figura 1 - Lesões necróticas com halo amarelo em folhas de soja causada pelo fungo *Corynespora cassicola*.



Fonte: O próprio autor

O patógeno também pode causar manchas amarronzadas e alongadas em ramos e pecíolos. Em frutos, os sintomas iniciais são pequenas pontuações marrom-escuras, que tendem a aumentar e assumir coloração marrom com centro mais claro, podendo causar rachaduras na casca e polpa dos frutos (REIS; BOITEUX, 2007). Em sistemas de semeadura direta, frequentemente causa podridões radiculares, apresentando clorose das folhas e maturação desuniforme. As raízes infectadas por *C. cassicola* apresentam coloração castanho-claro e, após a morte da planta, podem ser cobertas por uma camada negra de conidióforos e conídios do fungo. Apesar de apresentar características morfológicas semelhantes ao *C. cassicola* isolado de folhas, o fungo causador das podridões radiculares não evolui para a mancha-alvo quando inoculado em folhas, causando apenas pequenas lesões necróticas (ALMEIDA et al., 2005).

O transporte do fungo a novas áreas pode ocorrer através de sementes infectadas. Neste sentido, Souza, Siqueira e Machado (2016) obtiveram resultados positivos com a utilização da técnica de PCR (do inglês: *Polymerase chain reaction*) para detecção do fungo infectando sementes. Os autores utilizaram PRIMERS desenvolvidos por Dixon et al (2009) e Silva et al. (2002). Para simular as

amostras de campos, foram avaliadas amostras com a presença de *C. cassiicola* e outros fungos. Os autores concluíram que a técnica de PCR para detecção de *C. cassiicola* em sementes de soja é eficiente.

No Brasil durante a safra 1995/96, foi verificada a ocorrência desta doença em diversas propriedades nos municípios do Estado do Paraná causando desfolha aos 20 a 25 dias após a emergência e reduções de produtividade estimada entre 40 e 44% (YORINORI, 1996). Panique (2007) cita que em algumas regiões os danos podem chegar a 50%. Outros autores citam danos de 18 a 32 % (MIGUEL-WRUCK et al., 2011), redução 10 a 20% (CARLIN; KONAGESKI, 2011), 6 a 36% em Godoy et al. (2014). Contudo, a relação entre severidade e perda de produtividade ainda não esta esclarecida.

2.2.5 Estratégias de Controle

O autor Nas (1969), citado por Henning et al. (2010), define o manejo integrado de doenças como a utilização de todas as técnicas disponíveis dentro de um programa unificado, mantendo a população de patógenos abaixo do limiar econômico, isso é, a menor população do patógeno que causa dano econômico. Assim, várias estratégias são recomendadas para o controle da doença, tais como: uso de cultivares resistentes, tratamento de sementes, rotação/sucessão de culturas com milho e espécies de gramíneas e pulverizações com fungicidas.

2.2.5.1 Controle cultural

Entre as práticas culturais a rotação de culturas é a principal medida de manejo. A rotação de culturas é definida por Bedendo et al. (2011) como a semeadura alternada de distintas espécies, na mesma área de cultivo e na mesma época do ano, ao longo dos anos. Quando a prática é realizada em épocas distintas, a prática é chamada de sucessão de culturas. O princípio baseia-se na supressão ou eliminação dos restos culturais da cultura hospedeira, necessários ao patógeno na fase saprofítica. Assim, a ausência da planta cultivada anualmente leva à erradicação total ou parcial dos patógenos necrotróficos (REIS; FORCELINI, 1995). Entretanto, a manutenção de restos culturais na superfície do solo, como no plantio direto, prolonga a viabilidade dos patógenos necrotróficos e sua permanência na

lavoura. Costamilan et al. (1999) relatam que foram necessários 27 meses para que os restos culturais da soja fossem totalmente decompostos no sul do País. Cutrim e Silva (2003) avaliando a patogenicidade de isolados de *C. cassiicola* em diversas espécies visando identificar culturas para sistema de rotação de culturas, observaram que o tomateiro não deva ser cultivado consorciado ou muito próximo a plantios de abóbora, maxixe, pimentão, quiabeiro e vinagreira. Assim, Almeida et al. (2005) sugerem a utilização de espécies de poaceas, como o milho, no programa de manejo a rotação.

2.2.5.2 Controle químico

Entre os fungicidas com registro para controle de mancha alvo da soja no Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), portal CONSFIT, está o grupo dos benzimidazóis, triazóis e estrobilurinas.

No grupo químico dos triazóis, dois ingredientes ativos são registrados, epoxiconazole e tebuconazole. O tebuconazole é um fungicida orgânico, atua como inibidor da biossíntese do ergosterol, alterando a permeabilidade da membrana celular e, conseqüentemente, o desenvolvimento do micélio do fungo (KIMATI, 1995). O composto possui elevada fungitoxicidade a inúmeros fitopatógenos, rápida penetração e translocação nos tecidos vegetais, boa distribuição na planta e efeito residual prolongado. Além disso, confere também a função protetora pela ação tóxica exercida sobre a germinação dos esporos e formação do tubo germinativo e no apressório, e função curativa, inibindo o desenvolvimento do haustório e/ou crescimento micelial no interior dos tecidos da planta. Outro ingrediente ativo do grupo dos triazóis é o epoxiconazole, que atua como inibidor da biossíntese do ergosterol, constituinte da membrana celular dos fungos, afetando o desenvolvimento do micélio (FORCELINI, 1994).

No grupo das estrobilurinas o ingrediente ativo piraclostrobina, atua no bloqueio da transferência de elétrons do complexo III (complexo bc1) da corrente transportadora de elétrons mitocondrial, inibindo a respiração mitocondrial e processos metabólicos dos fungos (VENANCIO et al., 2004). A ação preventiva ocorre devido a atuação na inibição da germinação dos esporos, desenvolvimento e penetração dos tubos germinativos, e pode apresentar também ação curativa ou erradicante, devido a ação sistêmica do ingrediente ativo.

O carbendazim pertence ao grupo dos benzimidazóis, apresenta ação preventiva e curativa, com amplo espectro de ação contra fungos da classe dos ascomicetos, deuteromicetos e basidiomicetos (PICININI, 1994). Os fungicidas desse grupo atuam na interferência do crescimento do fungo pela inibição de proteínas específicas, chamadas de e tubulinas (DAVIDSE, 1988), dessa forma as células não se dividem, levando o fungo à morte. Segundo Xavier et al. (2013) devido a baixa eficiência de controle apresentada por misturas de Triazóis e Estrobilurinas é comum a adição de fungicida benzimidazol nas aplicações para aumentar a taxa de controle.

Entretanto, apesar do pequeno número de estudos relacionados à CL⁵⁰ (Concentração letal 50) de *C. cassicola* em resposta aos fungicidas, Avozani e Reis (2014) verificaram redução de sensibilidade do fungo ao ingrediente ativo carbendazim. Os autores citam que o fungicida tem sido amplamente utilizada em sub-doses, em misturas com herbicidas, inseticidas e fungicidas de outros grupos químicos, como DMI e QoL. Xavier et al. (2013) trabalhando com CL⁵⁰ de isolados de Mato Grosso e Paraná também verificaram resultados semelhantes. Os autores ainda observaram CL⁵⁰ para prothioconazole (grupo químico dos Triazóis) variação de 0.47 µg/mL a 26.44 µg/mL.

A eficiência de controle desses fungicidas é testada pela rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja, iniciativa da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA).

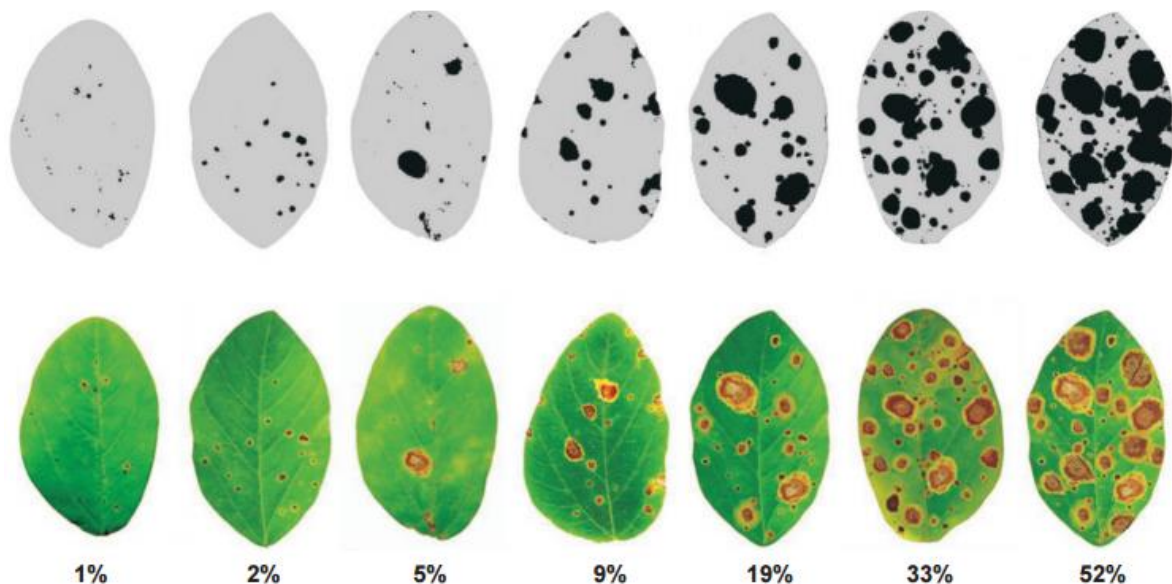
2.2.6 Rede de Ensaio Cooperativos de Mancha-Alvo da soja

Em função do crescente número de ocorrências da doença e da limitada fonte de trabalhos relacionados ao controle químico de mancha-alvo da soja, na safra 2011/12 teve início a rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja no Brasil, e contou com a instalação de 13 ensaios conduzidos por 11 instituições distribuídas nos estados brasileiros de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Distrito Federal e Paraná (GODOY et al., 2012).

Na rede, todos os locais de ensaios seguem o mesmo protocolo e metodologia. O delineamento experimental foi blocos ao acaso com quatro repetições, sendo cada repetição constituída de parcelas com, no mínimo, seis linhas de cinco metros. Foram realizadas três aplicações de fungicidas, iniciando no

estádio V8 e intervalos de 12 a 18 dias entre a primeira e segunda aplicações e 14 e 21 entre a segunda e terceira aplicações (GODOY et al., 2012). A aplicação utilizou pulverizador costal pressurizado com CO₂ e volume de aplicação mínimo de 120 L ha⁻¹. O controle de ferrugem asiática foi realizado com cultivares com gene de resistência ou aplicações de azoxistrobina + ciproconazole (60 + 24 g i.a.ha⁻¹). As avaliações de severidade de mancha-alvo foram realizadas no momento da aplicação e periodicamente após a terceira aplicação com auxílio da escala diagramática desenvolvida por Soares et al. (2009) (Figura 2).

Figura 2 - Escala diagramática de avaliação de severidade de mancha-alvo da soja.



Fonte: Soares et al.(2009)

Segundo Godoy et al. (2012) os resultados observados na primeira safra da rede, demonstraram que existem diferenças entre os ingredientes ativos utilizados para o controle. Os autores ainda comentam que a metodologia de aplicação necessita de ajustes, passando a não ser aplicada já no estágio vegetativo.

Na safra 2012/13, foram conduzidos 15 ensaios (Tabela 02) e 18 ensaios na safra 2013/14. A partir das observações levantadas por Godoy et al. (2012) nas safras 2012/13 e 2013/14, as aplicações iniciaram no estágio R1 em intervalos de 18 a 22 dias entre primeira e segunda aplicação e 12 e 17 dias entre segunda e terceira aplicação. Os tratamentos foram constituídos de fungicidas contendo misturas de triazóis e estrobilurinas, benzimidazóis isolados ou com adição

de extrato vegetal, carboxamidas, misturas triplas de triazóis, estrobilurinas e carboxamidas e de triazóis, estrobilurinas e benzimidazóis. Foram utilizadas cultivares relatadas como suscetíveis a mancha-alvo, com base em observações durante as safras. Foram realizadas avaliações da severidade da mancha-alvo no momento da aplicação dos produtos e periodicamente, após a última aplicação; da severidade de outras doenças; da desfolha quando a testemunha apresentou ao redor de 80% de desfolha; da produtividade em área mínima de cinco m² centrais de cada parcela e do peso de 1000 grãos (GODOY et al., 2013, 2014). As avaliações da severidade da mancha-alvo foram realizadas com auxílio de escala diagramática (SOARES et al., 2009).

Os resultados publicados por Godoy et al. (2012, 2013, 2014, 2015, 2016) são obtidos a partir da análise conjunta de todos os ensaios. Para análise não são considerados ensaios com baixa severidade de mancha-alvo na testemunha, verificada no estágio R6, além da análise de componentes de resíduo individual (Quadrado médio do resíduo, coeficiente de variação, teste de normalidade da distribuição de resíduos) e aditividade do modelo estatístico. No caso de ensaios com incidência de ferrugem asiática, a variável produtividade foi desconsiderada nas análises conjuntas. Foram utilizadas as avaliações da severidade da mancha-alvo, realizadas entre os estádios fenológicos R5 (início de enchimento de grãos) e R6 (vagens com 100% de granação) e produtividade em Kg.ha⁻¹.

2.3 REVISÕES SISTEMÁTICAS E METANÁLISE

2.3.1 Histórico

A ideia de metanálise surgiu, indiretamente, a partir da imparcialidade gerada em relação à eficiência da técnica médica conhecida como “*psychotherapy*” em meados do século XX. Em meio ao debate, Smith e Glass (1977) através da integração de 375 resultados de estudos independentes utilizando a técnica, concluíram que de fato a técnica era efetiva. Contudo, o termo metanálise foi utilizado pela primeira vez por no artigo “*Primary, secondary and meta-analysis of research*”, definindo-a como: “A análise das análises” (GLASS, 1976). A partir disso, a técnica começou a se tornar padrão para sumarizar resultados de diferentes estudos (MADDEN; PAUL, 2011). Segundo Cheung e Vijayakumar (2016) em função

da versatilidade do método é amplamente aceita para síntese de resultados de ensaios em diversas áreas. Madden, Piepho e Paul (2016) citam que nos últimos anos houve grande crescimento em popularidade e número de publicações.

Apesar de a técnica ser primeiramente desenvolvida e aplicada em ciências sociais, ao passar dos anos foi adotada em inúmeras áreas, entre elas, a área médica e nos últimos anos tem sido cada vez mais utilizada em ecologia, epidemiologia de doenças de plantas, avaliando-se o controle (MADDEN; PAUL, 2011; NGUGI et al., 2011) efeito da aplicação de fungicidas no controle de doenças (PAUL et al., 2007; PAUL et al., 2008; SCHERM et al., 2009; PAUL et al., 2010; OJIAMBO et al., 2010; NGUGI et al., 2011; PAUL et al., 2011, WILLYERD et al., 2012; NELSON et al., 2015 SALAM et al., 2013; CALVO et al., 2016; YELLAREDDYGARI et al., 2016), tratamento de sementes no manejo integrado (FANTIN et al., 2016), controle biológico (CHANDRASEKARAN et al., 2016) relações entre incidência e severidade e redução de produtividade (PAUL et al., 2005, PAUL et al., 2006; SHAH; DILLARD, 2006; SALAM et al., 2011; DALLA LANA et al., 2015, LEHNER et al., 2016) e recentemente, identificação e refinamento de genes de resistência a doenças (SORIANO; ROYO, 2015).

Segundo Madden e Paul (2011), os autores Rosenberg, Garrett e Bowden (2004) foram os primeiros a promoverem a metanálise em fitopatologia, apresentando diversos estudos desde então. Entre eles o artigo "*Meta-Analysis in Plant Pathology: Synthesizing Research Results*" aborda a importância e aplicabilidade da técnica na fitopatologia, dado a abundância de temas e dados. Os autores citam que através da combinação de diferentes estudos ocorre o aumento no poder estatístico permitindo a detecção de pequenos efeitos que não seriam possíveis em estudos individuais. Permitindo que dados de programas de pesquisa sejam melhores analisados.

Outros autores precursores da técnica em fitopatologia são os Dr. Pierce A. Paul e Laurence V. Madden. Entre os estudos desenvolvidos está "*Relationship Between Visual Estimates of Fusarium Head Blight Intensity and Deoxynivalenol Accumulation in Harvested Wheat Grain: A Meta-Analysis*", Paul, Lipps e Madden (2005). Os autores investigaram através da metanálise a relação entre a intensidade do fungo *Fusarium graminearum* Swabe, causador da giberela ou fusariose do trigo, e o acúmulo da micotoxina Deoxynivalenol (DON) em grãos, avaliando incidência, severidade e danos causados. Os autores observaram alta

correlação para as três variáveis avaliadas e acúmulo de DON. Posteriormente, em 2006, os mesmos autores publicaram o estudo “*Meta-Analysis of Regression Coefficients for the Relationship Between Fusarium Head Blight and Deoxynivalenol Content of Wheat*” Paul, Lipps e Madden (2006). Apoiados no estudo anterior, os autores verificaram a relação entre severidade da doença e a concentração de deoxynivalenol (DON), micotoxina produzida pelo fungo *Fusarium graminearum*.

2.3.2 Conceitos e Definições

A metanálise pode ser definida como um procedimento estatístico que consiste de uma revisão quantitativa e resumida de resultados de estudos distintos, porém relacionados (GIANNOTTI, 2004).

Salam et al. (2013) explicam que em experimentos individuais o efeito do tratamento observado é específico para as condições do ensaio, desta forma a interpretação individual não fornece uma estimativa global de resposta, como a eficiência de fungicidas. Assim a análise conjunta de ensaios pode fornecer estimativas que sob análise de ensaios individuais não seriam fornecidas (ADAMS et al., 1997)

A técnica consiste na síntese estatística de resultados de uma série de estudos independentes (BORENSTEIN et al., 2009), onde o objetivo segundo Viechtbauer (2010) é agregar e contrastar os resultados de vários estudos relacionados. Ramalho (2005) resume em um estudo observacional de evidências baseadas em métodos estatísticos.

Os métodos estatísticos empregados na metanálise asseguram a obtenção de uma estimativa combinada e precisa, sobretudo em virtude do aumento do número de observações e, conseqüentemente, do poder estatístico e da possibilidade de examinar a variabilidade entre os estudos, o que não é possível quando se realiza apenas uma média dos resultados publicados (FAGARD; STAESSEN; THIJS, 1996).

A obtenção dados é frequentemente realizada pela revisão da literatura, de forma sistemática e rigorosa, passível de replicação por outros investigadores, selecionando estudos primários relacionados ao tema. O objetivo da sistematização é reduzir possíveis vieses que ocorreriam em uma revisão não sistemática (BORENSTEIN et al., 2009). Para integrar os resultados da revisão e

aumentar o poder estatístico da pesquisa primária é utilizado método de metanálise (SACKS et al., 1996). Madden e Paul (2011) citam que as vantagens da metanálise são apresentadas em termos de previsão e análise de risco, e também o poder estatístico que pode ser alcançado para a detecção de efeitos significativos de tratamentos ou relações significativas entre as variáveis.

Sherm et al. (2014) comentam que as chances de se rejeitar a hipótese nula quando ela é verdadeira são mínimas. Os autores citam o trabalho de Madden e Paul (2011) e o ganho no poder da análise em encontrar efeitos.

2.3.3 Etapas Para Uma Metanálise

A elaboração de um estudo de metanálise requer os seguintes passos:

- a) Estudo da importância do tema;
- b) Definição dos objetivos gerais e específicos;
- c) Planejamento de revisão sistemática ou não, e seleção de estudos primários baseados nos assunto de interesse (Revisão sistemática);
- d) Definição de critérios de seleção de trabalhos e métricas utilizadas, como a presença de informações de variância, como Coeficiente de variação (CV) ou Quadrado médio do resíduo (QME)
- e) Obtenção de medida de efeito dos estudos primários e medidas de variabilidade;
- f) Avaliação da heterogeneidade presente nos estudos utilizados na metanálise, podendo-se utilizar teste chi-quadrado, Q de Cochran, estatística I^2 .
- g) Definir o modelo de efeitos para os estudos inseridos, Modelo de efeitos fixos (FIX), Modelo de efeitos aleatórios (RAM), Modelo de efeitos mistos (MIX).
- h) Análise dos resultados e conclusões.

2.3.3.1 Revisão sistemática

A revisão sistemática é o levantamento de estudos da literatura através de estratégias que garantam o rigor metodológico. Apresenta quatro etapas: formulação do problema/objetivo; coleta de dados; análise dos dados; interpretação e divulgação (GALVÃO; PEREIRA, 2013). A metanálise utiliza métodos estatísticos

para combinar quantitativamente os resultados dos estudos usados na revisão sistemática. A combinação de resultados de investigações aumenta o tamanho da amostra, o que consequentemente eleva o poder estatístico para detectar associações ou diferenças (BORENSTEIN et al., 2009, MADDEN; PAUL, 2011).

2.3.3.2 Critérios para seleção de dados

Os dados utilizados pela metanálise são provenientes de estudos primários independentes, obtidos através de dados publicados ou diretamente com os pesquisadores tais como os ensaios cooperativos (PAUL et al., 2005). Em quaisquer dos casos, os resultados dos estudos independentes são sumarizados utilizando modelos. Os trabalhos que não atenderem aos objetivos da pesquisa poderão ser excluídos (BORENSTEIN et al., 2009).

Na área agrícola, trabalhando-se com dados contínuos, alguns critérios têm sido estabelecidos para a etapa de seleção dos estudos para a metanálise (NGUGI et al., 2011; PHILIBERT; LOYCE; MAKOWSKI, 2012). Entre eles, faz-se necessário que o trabalho apresente uma medida de dispersão dos dados como coeficiente de variação (CV) ou Quadrado médio do resíduo (QMRES), apesar de muitos estudos não disponibilizarem essa informação, ela pode, muitas vezes, ser acessada indiretamente através de procedimentos estatísticos (PAUL et al., 2007).

Fantin et al. (2016) citam a importância da apresentação de medidas diagnósticos nos trabalhos publicados, permitindo além de outros, a elaboração de trabalhos de síntese de evidências, como a metanálise.

2.3.3.3 Medida de efeito

A medida de efeito (ME ou *effect size*) corresponde ao efeito referente ao tratamento ou técnica utilizada e a sua unidade depende do tipo da variável resposta e do objetivo da metanálise (ROSENBERG et al., 2004; MADDEN; PAUL, 2011). As ME frequentemente utilizadas nas áreas da ecologia, agronomia, fitopatologia e afins, podem ser obtidas através da diferença média absoluta ou padronizada, razão de resposta, relação entre duas variáveis contínuas, parâmetros de modelos de regressão como beta entre outros. A diferença média absoluta é

obtida pela subtração do valor do tratamento de interesse pelo valor do 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 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). Em fitopatologia, normalmente os valores no tratamento controle variam muito de estudo para estudo ou as métricas respostas não são as mesmas entre estudos (ex.: doença é mensurada através de escalas ordinais em um estudo e em outro em percentual de severidade) (MADDEN; PAUL, 2011). Assim, a razão de resposta, possibilita calcular a eficiência de controle, que é a proporção da redução da doença em relação ao tratamento testemunha (PAUL et al., 2007; MADDEN; PAUL, 2011).

As métricas da 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 et al., 2004; PAUL et al., 2005; 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).

2.3.3.4 Heterogeneidade

A heterogeneidade estatística pode ter origem nas diferenças entre protocolos empregados em cada estudo levantado, características ambientais do local, planejamento do estudo ou nas variações entre os tratamentos. Explorar essas diferenças é uma das questões mais importantes em metanálise. Através de testes estatísticos é possível identificar se a heterogeneidade é maior que a esperada devido ao acaso. O teste Q proposto por Cochran (1954) citado por Borenstein et al. (2009) fornece estimativa da heterogeneidade total entre os tratamentos. O teste calcula a variabilidade observada entre os resultados dos estudos e dentro de cada estudo incluído na metanálise. O teste Q é calculado como:

$$Q = \sum_{j=1}^J w_j (Y_j - \hat{\mu})^2$$

$\hat{\mu}$: Estimativa para a medida metanalítica

w_j : Peso dado pelo inverso da variância da medida do J-ésimo estudo.

Os resultados de Q são testados a partir do teste de Chi-quadrado. As hipóteses desenvolvidas pelo teste de heterogeneidade são de que os estudos diferem somente em decorrência do erro amostral (o verdadeiro efeito é o mesmo em cada um dos estudos), diz-se que as amostras são homogêneas. Se o resultado for significativo, a variação nas estimativas entre os estudos é maior que aquela esperada ao acaso e conclui-se que a heterogeneidade é significativa entre os estudos incluídos na metanálise.

Contudo, Borenstein et al. (2009) citam que apenas determinar a significância ou não dos estudos, muitas vezes podem nos fornecer informações equivocadas. Assim, Higgins e Thompson (2002) propuseram a estatística I^2 que pode ser vista como a proporção da variação da medida de efeito devido a heterogeneidade entre os estudos. A medida pode variar de 0 a 100% e é calculada como:

$$I^2 = \frac{Q - (J - 1)}{Q} \times 100\%$$

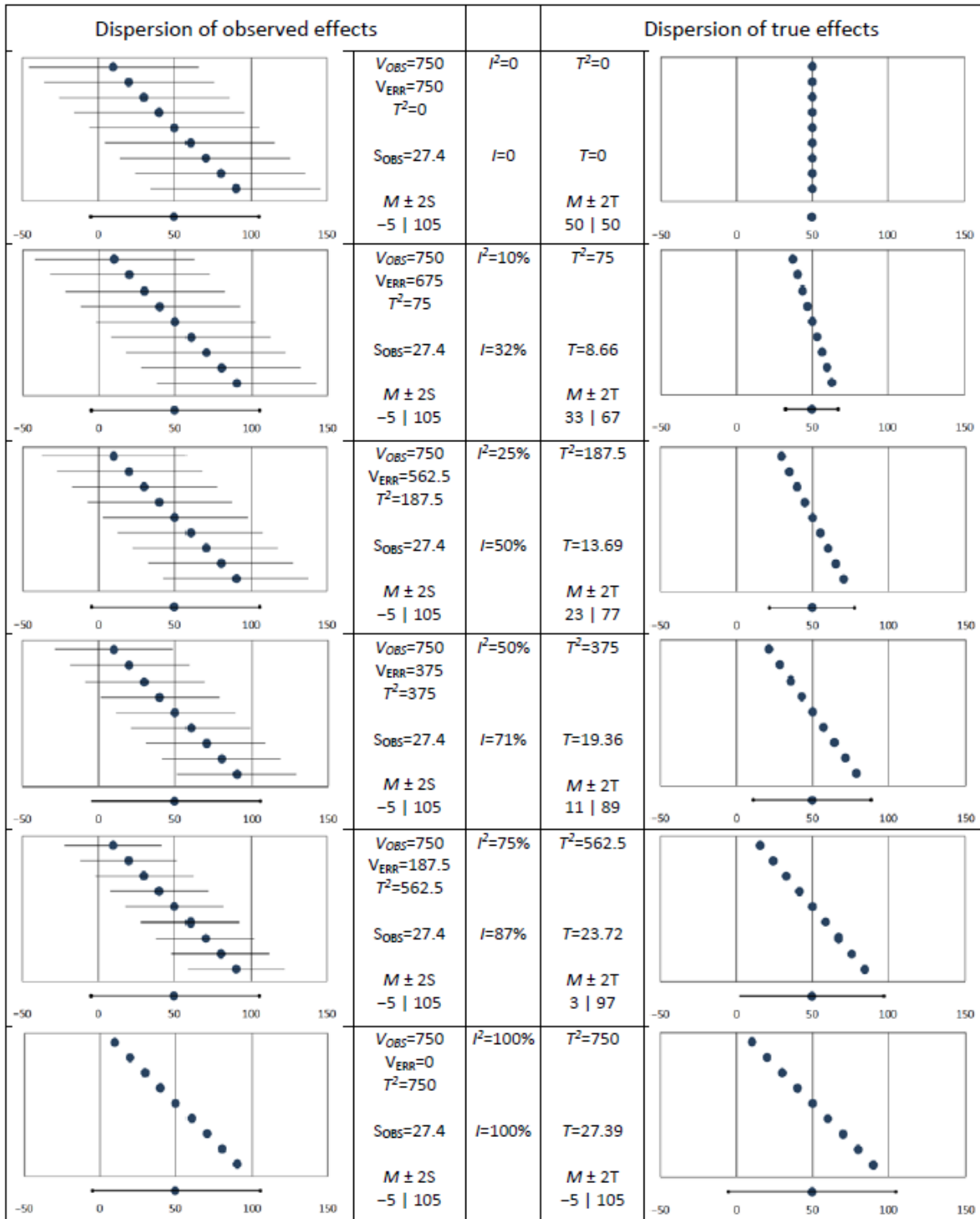
Borenstein, Hedges e Rothstein (2016) citam que o índice I^2 indica o quanto da proporção da variância nos efeitos observados reflete na variância dos efeitos verdadeiros. Assim, é possível afirmar que a variância dos efeitos observados é maior que a variância dos efeitos verdadeiros pois a variância amostral incorpora a variância dos efeitos verdadeiros e mais o erro aleatório amostral. A variação dos efeitos observados pode apresentada como:

$$V_{OBS} = T^2 + V_{ERR}$$

Considerando T^2 a variância dos efeitos verdadeiros, V_{ERR} a variância devido ao erro amostral e V_{OBS} é a variância dos efeitos observados.

A figura 3 demonstra o comportamento do índice I^2 e foi retirada de Borenstein et al. (2016). A coluna a esquerda representa os efeitos observado em cada estudo inserido na análise e a coluna da direita representa os efeitos verdadeiros.

Figura 3 - Representação esquemática da função do índice I^2 entre a dispersão dos efeitos observados e dispersão dos efeitos reais.



Fonte: Borenstein et al. (2016)

Quando o I^2 for igual a zero não haverá variação nos efeitos verdadeiros, como apresentado no gráfico. À medida que a variação no efeito verdadeiro aumenta e mantendo-se o erro aleatório o índice I^2 aumenta.

A variância dos efeitos verdadeiros pode ser obtida pela

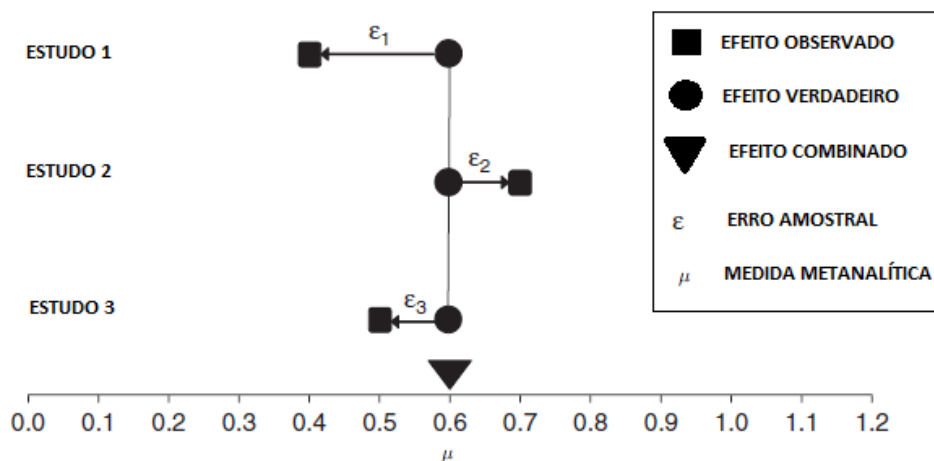
multiplicação da variância observada por I^2 . Borenstein, Hedges e Rothstein (2016) citam que I^2 pode ser utilizado junto com os efeitos observados para fornecer evidências do efeito verdadeiro.

Higgins et al. (2003) sugerem que I^2 de 25%, 50%, e 75% podem ser considerados como baixa moderada e alta heterogeneidade, respectivamente. Contudo, Cheung e Vijayakumar (2016) alertam que as sugestões são baseadas em estudos de metanálise em medicina. Assim, podem ser ou não aplicados em outras áreas.

2.3.3.5 Modelo de efeitos fixos

Para integrar as medidas de efeito são utilizados modelos. O modelo de efeitos fixos considera a existência de um único efeito de tratamento comum a todos os estudos (Efeito verdadeiro), ou seja, existe variabilidade apenas dentro dos estudos e não entre eles pressupondo a existência de homogeneidade. Assume-se que as diferenças entre os estudos são oriundas apenas ao erro amostral (ao acaso). O efeito pode ser visualizado na figura 4.

Figura 4 - Representação esquemática do modelo de efeitos fixos.



Fonte: adaptado de Borenstein et al. (2009).

Com isso, o modelo de efeitos fixos, é recomendado em situações em que não há heterogeneidade significativa entre os estudos. Assim o modelo é dado por:

$$Y_j = \mu + \varepsilon_j$$

Y_j : Efeito observado

μ : Efeito comum a todos os estudos

ε_j : Erro aleatório do estudo j

No modelo admite-se que os erros aleatórios apresentam distribuição normal com média zero e variância σ_j^2 , ou seja, $\varepsilon_j \sim \text{Normal}(0, \sigma_j^2)$. Assim, a hipótese de nulidade considerar que os erros aleatórios seguem distribuição normal.

2.3.3.6 Modelo de efeitos aleatórios

Os estudos incluídos na metanálise, frequentemente, não são suficientemente iguais. Estas diferenças podem ser causadas por diversos fatores como, tratamentos diferentes e diferenças metodológicas, por exemplo. O modelo de feitos aleatórios considera além da variação dentro de cada estudo, a variação entre os estudos (BORENSTEIN et al., 2009), ou seja, os efeitos dos estudos não são iguais, mas podem ser considerados através de uma distribuição de probabilidade. Assim o modelo é dado por:

$$Y_j = \mu + \xi_j + \varepsilon_j$$

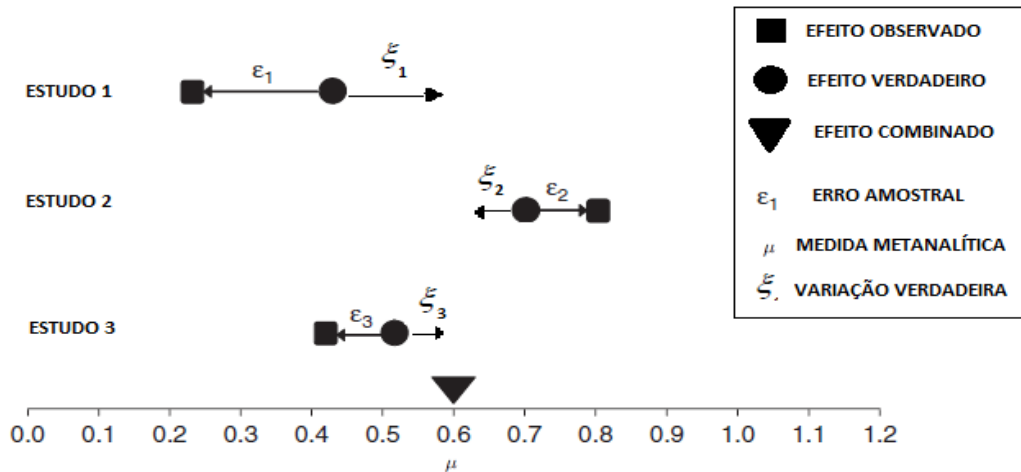
μ : Efeito comum a todos os estudos (medida metanalítica)

ε_j : Erro aleatório do estudo j

ξ_j : Variação verdadeira do estudo j

A distribuição dos erros e variação verdadeira dos efeitos pode ser visualizada através da figura 5.

Figura 5 - Representação esquemática do modelo de efeitos aleatórios



Fonte: adaptado de Borenstein et al. (2009).

No modelo, considera-se que o erro aleatório e a variação verdadeira são independentes e possuem distribuição normal, ou seja, $\varepsilon_j \sim \text{Normal}(0, \sigma^2_j)$ com variância conhecida e $\xi_j \sim \text{Normal}(0, \sigma^2_j)$ com variância desconhecida. Ao considerarmos ε_j e ξ_j independentes teremos $Y_j \sim \text{Normal}(0, \sigma^2_j + \tau^2)$, em que τ^2 corresponde à variabilidade entre os estudos e é a heterogeneidade na metanálise.

2.3.3.7 Modelo de efeitos mistos

Diferente do modelo de efeitos aleatórios que só considera a heterogeneidade, o modelo de efeito misto tenta explicar quando existem características nos estudos levantados que influenciam o efeito. Ngugi et al. (2011) citam tais características como variáveis moderadoras e explicam que estudos utilizados na metanálise podem ter sido conduzidos em condições diferentes, como região, pressão de doença, classe e ingrediente ativo do fungicida, número e intervalo de aplicação, podendo apresentar também diferentes delineamentos experimentais. Um simples exemplo é o uso do delineamento inteiramente casualizado (DIC) e o delineamento em blocos ao casualizados (DBC). Ao se utilizar DIC, os autores assumem que a área utilizada no ensaio apresenta condições “uniformes”, assumindo que todo o resíduo é dado ao acaso. No caso de DBC, os autores reconhecem que a área não é totalmente uniforme e parte do resíduo é explicado por esta variação (blocos).

3 ARTIGO A: CONTROLE DE MANCHA-ALVO DA SOJA COM FUNGICIDAS E GANHO DE PRODUTIVIDADE VIA METANÁLISE

3.1 RESUMO

A mancha-alvo da soja, causada pelo fungo *Corynespora cassiicola*, vem ganhando destaque no cenário agrícola brasileiro devido ao crescente número de epidemias em todo o país. O controle químico através da aplicação foliar de fungicidas é um dos principais métodos de controle da doença empregados pelos agricultores. Os fungicidas registrados no ministério da agricultura para controle da doença são testados pela rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo organizados pela Embrapa, desde a safra 2011/12. Contudo, os resultados de eficiência de controle e resposta em produtividade apresentam resultados inconsistentes, impossibilitando a elaboração de conclusões precisas sobre o controle químico da doença. Para elucidar essa questão, o conjunto de técnicas estatísticas conhecidas como metanálise foi utilizada. A técnica consiste na síntese estatística de resultados de estudos independentes. Os dados utilizados fazem parte dos ensaios cooperativos de mancha-alvo, conduzidos entre as safras 2011/12 a 2015/16. A variável resposta utilizada foi produtividade, calculada a partir da diferença entre tratamento e testemunha. A medida de dispersão foi dada pela variância de cada tratamento. Foram utilizados modelos de efeitos aleatórios e efeitos mistos no conjunto de todos os dados. Os resultados apontam incremento em produtividade de 295,7 Kg.ha⁻¹ com a aplicação de fungicidas. As formulações Piraclostrobina + fluxapyroxad, Trifloxistrobina + Protioconazol, Piraclostrobina + fluxapyroxad + epoxiconazole, Bixafen+ protioconazol+ trifloxistrobina apresentaram as maiores estimativas de incremento de produtividade. O controle químico de mancha-alvo da soja contribuiu significativamente com o acréscimo de produtividade.

Palavras-chave: *Corynespora cassiicola*. *Glycine max*. Revisão sistemática. Ensaios cooperativos.

3.2 ABSTRACT

The soybean target spot, caused by the fungus *Corynespora cassiicola*, has been gaining prominence in the Brazilian agricultural scenario due to the increasing number of epidemics throughout the country. Chemical control through foliar application of fungicides is one of the main methods of disease control employed by farmers. The fungicides registered in the ministry of agriculture for disease control are tested by the network of cooperative target-spot trials organized by Embrapa since the 2011/12 crop. However, results of control efficiency and productivity response have inconsistent results, making it impossible to draw precise conclusions about the chemical control of the disease. To elucidate this question, the set of statistical techniques known as meta-analysis was used. The technique consists of the statistical synthesis of results from independent studies. The data used are part of the cooperative target-spot trials carried out between the 2011/12 and 2015/16 harvests. The response variable used was productivity, calculated from the difference between treatment and control. The dispersion measure was given by the variance of each treatment. We used random effects models and mixed effects in the set of all data. The results indicate an increase in productivity of 295,7 Kg.ha⁻¹ with the application of fungicides. The active Piraclostrobina + fluxapyroxad, Trifloxistrobina + Protioconazol, Piraclostrobina + fluxapyroxad + epoxiconazole, Bixafen+ protioconazol+ trifloxistrobina presented the highest estimates of productivity increase. The chemical control of soybean target spot contributed significantly with increased productivity.

Key-words: *Corynespora cassiicola*. *Glycine max*. Systematic review. Cooperative trials

3.3 INTRODUÇÃO

A mancha-alvo da soja, causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* (Berk. & M.A. Curtis) C.T. Wei, vem ganhando destaque no cenário agrícola brasileiro por apresentar aumento no número de ocorrências na cultura. O primeiro relato de ocorrência da doença em soja no Brasil, foi em 1974 no estado do Paraná, posteriormente no estado de São Paulo (ALMEIDA et al., 1976), sendo em 1988 relatado nos Estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e do Rio Grande do Sul (YORINORI, 1989), e no cerrado na década de 90, atingindo praticamente todas as regiões de cultivo do Brasil (GODOY et al., 2012; 2013).

O fungo sobrevive em restos culturais e é capaz de infectar diversas culturas de interesse agrônômico, como feijão, soja, algodão, além de espécies de plantas daninhas, como trapoeraba (*Commelina bengalensis* L), lantana (BARRETO et al., 1995; PEREIRA et al., 2003; PASSOS et al., 2010) e o assa-peixe (CUTRIM; SILVA, 2003; OLIVEIRA et al., 2007), podendo ainda ser transmitido via semente. Entre as estratégias de manejo, segundo Almeida et al. (2005), estão o uso de cultivares resistentes, tratamento de sementes, rotação/sucessão de culturas utilizando poaceas como milho (não hospedeira), e o controle químico da parte aérea com fungicidas.

Entre os fungicidas registrados para o controle de mancha-alvo da soja no Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), portal AGROFIT, estão os grupos dos benzimidazóis, triazóis e estrobilurinas. Testes de eficiência de controle são realizados pela rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja. Contudo, resultados contrastantes tem transformado o manejo da doença em uma incógnita, impossibilitando o planejamento e a tomada de decisão. Para esclarecer tais perguntas, técnicas estatísticas como a metanálise podem fornecer evidências sobre o verdadeiro desempenho de controle e os fatores que o interferem. A metanálise, segundo Cheung e Vijayakumar (2016) é uma técnica amplamente aceita para síntese de resultados de ensaios em diversas áreas. A técnica vem se tornando padrão em diversas áreas para sumarizar resultados de diferentes estudos (GLASS, 1976; MADDEN; PAUL, 2011; MADDEN et al., 2016).

Tendo em vista a incerteza no controle químico de mancha-alvo da soja no Brasil, o presente estudo tem como objetivo estudar através do uso de metanálise o efeito do controle químico com fungicidas na produtividade de soja.

3.4 MATERIAIS E MÉTODOS

3.4.1 LEVANTAMENTO DE DADOS

Em metanálise, o processo de obtenção dos dados pode ocorrer através de revisões sistemáticas ou não sistemáticas. No presente estudo, as informações utilizadas são oriundas da rede de ensaios cooperativos de Mancha-alvo e foi fornecida pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), instituição responsável pelos estudos. Os resultados da rede são sumarizados através da análise conjunta e publicados anualmente a partir de 2012 na forma de circular técnica (GODOY et al., 2012, 2013, 2014, 2015, 2016).

O protocolo padrão adotado na rede de ensaios cooperativos de Mancha-alvo é constituído de fungicidas contendo misturas de triazóis e estrobilurinas, benzimidazóis isolados ou com adição de extrato vegetal, carboxamidas, misturas triplas de triazóis, estrobilurinas e carboxamidas e de triazóis, estrobilurinas e benzimidazóis. Além disso, também são utilizados produtos em processo de registro. São utilizadas cultivares relatadas como suscetíveis a doença, baseados em observações durante as safras (GODOY et al., 2013). As aplicações são realizadas com auxílio de pulverizador costal pressurizado de CO₂ e o volume de aplicação mínimo de 120 L ha⁻¹. O controle de ferrugem asiática é realizado com cultivares com gene de resistência ou aplicações de azoxistrobina + ciproconazole (60 + 24 g i.a.ha⁻¹), contudo, em alguns locais o controle de ferrugem asiática não é totalmente efetivo. As avaliações de severidade de mancha-alvo são realizadas no momento da aplicação e periodicamente após a terceira aplicação com auxílio da escala diagramática desenvolvida por Soares et al. (2009) (Figura 2).

A rede de ensaios cooperativos teve início na safra 2011/12, e contou com a instalação de 13 ensaios conduzidos por 11 instituições distribuídas nos estados brasileiros de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Distrito Federal e Paraná (GODOY et al., 2012).

Foram realizadas três aplicações de fungicidas, iniciando no estágio V8 e intervalos de 12 a 18 dias entre a primeira e segunda aplicações e 14 e 21 dias entre a segunda e terceira aplicações (GODOY et al., 2012). Na safra 2012/13, foram conduzidos 15 ensaios (Tabela 02) e 18 ensaios na safra 2013/14. A partir

das observações levantadas por Godoy et al. (2012) nas safras 2012/13 e 2013/14, as aplicações iniciaram no estágio R1 em intervalos de 18 a 22 dias entre primeira e segunda aplicação e 12 e 17 dias entre segunda e terceira aplicação.

Safra 2014/15 foram conduzidos o total de 17 ensaios, sendo as aplicações três aplicações iniciando em R1 e em intervalos médios de 18 a 26 dias entre a primeira e 11 a 21 dias para a segunda e terceira aplicações. O tratamento utilizando o fungicida Unizeb Gold® (Mancozebe – 1125 g i.a.ha⁻¹) recebeu uma reaplicação de 8 a 12 dias após aplicação em R1, totalizando quatro aplicações. Na Safra 2015/16 dois tratamentos com doses maiores de mancozebe (1500 e 2250 g i.a.ha⁻¹) possuíram quatro aplicações e os demais três, ambos iniciando em R1.

3.4.2 CRITÉRIOS DE EXCLUSÃO DE ESTUDOS

A metanálise trabalha com a união de evidências de estudos independentes, mas interligados. Para se obter qualidade na análise é necessário excluir trabalhos que não assegurem a veracidade dos resultados. Ou seja, estudos que não apresentam medidas diagnósticas informadas ou parâmetros explicativos como severidade, número de aplicações, produtividade. Dessa forma, foram desconsiderados estudos que não apresentavam a severidade das avaliações e que não relataram a ocorrência da doença alvo (mancha-alvo).

3.4.3 MEDIDAS DE EFEITO

A medida de efeito, do inglês *effect size*, representa uma estimativa resposta ou relação entre duas variáveis. Cheung e Vijayakumar (2016) citam que a metanálise é a estatística de análise de medidas de efeito. No estudo, a medida de efeito adotada é referente à resposta de rendimento produtivo, chamada de D (kg ha⁻¹). Como os dados possuem a mesma escala, a medida de efeito pode ser dada diretamente pela diferença entre o grupo que apresenta o controle químico de mancha alvo com fungicida (tratamento) e o grupo sem o fungicida (controle) (BORENSTEIN et al., 2009). No estudo cada ensaio possui número diferente de tratamentos, sendo que cada tratamento utilizado um fungicida ou programa de

aplicação diferente. Dessa forma, um ensaio apresenta uma média de 7 a 10 medidas de efeito, calculadas como:

$$D = X_t - X_c$$

Em que, D é a medida de efeito, X_t e X_c correspondem a media de produtividade do tratamento e controle, respectivamente.

A medida “D” fornece um resumo informativo do efeito do tratamento, e como tal, um tamanho para o efeito das perguntas contidas nesta investigação (MADDEN; PAUL, 2011). A mesma medida também foi utilizada no estudo de Paul et al. (2011) trabalhando com o resposta de fungicidas aplicados no milho.

A variância ou desvio também são utilizados em metanálise de dados contínuos como resumos informativos da dispersão presentes em cada estudo. Devido à disponibilidade dos dados originais dos estudos, e não apenas as médias, o presente estudo utilizou a variância de cada tratamento. O objetivo foi explorar a heterogeneidade dos dados, evitando que tratamentos que possuíssem alta variabilidade apresentassem seus desvios suavizados pela variação total do ensaio.

A partir daí, assumindo-se que a variância de cada uma das entradas de dados (obtida através da diferença entre a produtividade de controle e tratamento) não são iguais, utilizou-se a expressão:

$$\widehat{\text{var}}(\hat{D}_j) = \frac{s_1^2}{n_{1j}} + \frac{s_2^2}{n_{2j}}$$

Onde S^2_1 e S^2_2 são as variâncias de controle e tratamento e n_{1j} e n_{2j} correspondem ao número de elementos em cada um.

3.4.4 DISTRIBUIÇÃO E FREQUÊNCIA DE DADOS

Hedges e Olkin (1985) citam que entre os pressupostos estatísticos básicos para a condução de uma metanálise, estão a presente de distribuição normal das medidas de efeito e independência entre as estimativas combinadas. A

distribuição das medidas de efeito foram testadas utilizando o teste o de Kolmogorov-smirnov, considerando como hipótese nula que as medidas seguem distribuição normal, adotando-se nível de significância de 5%.

Além do teste estatístico, as medidas de efeito foram plotadas em gráficos de distribuição de frequência para visualização da distribuição dos efeitos dos tratamentos e dos erros. Ao se rejeitar a hipótese nula, pode-se dizer que os dados não seguem uma distribuição normal, ou seja, o mesmo efeito não é compartilhado em todos os estudos. Tal fato é explorado através da análise de heterogeneidade.

3.4.5 HETEROGENEIDADE

Quando se trabalha com dados de estudos independentes é imprescindível questionar se o efeito é consistente entre os estudos. Entre As medidas de efeito observadas nos estudos incluídos na metanálise, o efeito pode variar devido a própria variação entre os efeitos e também pelo erro aleatório dentro do estudo (BORENSTEIN et al., 2009)

Basicamente, a heterogeneidade estatística pode ser identificada de duas formas, a inspeção de gráficos de metanálise (*forest plot*) ou através de testes estatísticos. A premissa básica para os teste é de que a variabilidade observada entre os resultados de estudo é maior que a esperada ao acaso. Para isso, utilizou-se o teste chamado de estatística Q, que adota o método de momentos para obtenção de estimadores. O teste é dado pelo desvio de cada medida de efeito, elevado ao quadrado e ponderado pelo inverso da variância do dado estudo. A soma dos valores de todos os estudos é a soma ponderada dos quadrados ou Q proposto por Cochran (1954).

$$Q = \sum_{j=1}^J w_j (Y_j - \hat{\mu})^2$$

Em que $\hat{\mu}$ é a estimativa para a medida metanalítica, w_j é o peso e Y_j é a medida de efeito observada.

Contudo, segundo Huedo-medina et al. (2006) o teste só indica se existe ou não heterogeneidade, não apresentando qual o seu nível ou extensão.

Borenstein et al. (2009) reforçam ainda que o teste apresenta baixo poder quando utilizado em pequeno número de estudos. Assim, Higgins e Thompson (2002) propuseram outra forma de se avaliar a heterogeneidade. O índice I^2 é uma medida que estima o quanto da proporção da variância é verdadeira, ou qual a proporção da dispersão é devido à heterogeneidade.

$$I^2 = \frac{Q - (J - 1)}{Q} \times 100\%$$

Em que J é o número de estudos.

Os mesmos autores propuseram a que para um valor de I^2 próximo a 0% não heterogeneidade entre os estudos, até 25% existe baixa heterogeneidade, 25 a 50% heterogeneidade moderada e acima 75% alta heterogeneidade entre os estudos.

Outra forma de visualizar a variação é através do gráfico de floresta, do inglês *Forest plot*. O gráfico apresenta informações individuais de cada estudo incluído na metanálise, como a medida de efeito e seu intervalo de confiança (barras horizontais).

3.5.6 MODELOS DE EFEITO

Identificado heterogeneidade entre os estudos inseridos na metanálise, os dados foram incorporados a diferentes modelos de efeitos. Para isso, as variáveis informativas disponíveis nos estudos foram utilizadas em modelos de efeito fixo, efeitos aleatórios, efeitos mistos e também em subgrupos.

O modelo de efeitos aleatórios foi adotado, pois segundo Hedges e Vevea (1998), assume que o verdadeiro efeito pode variar de estudo para estudo. Em outras palavras, consideram que além do erro amostral (ao acaso) existe também variabilidade verdadeira entre os estudos (VIECHTBAUER, 2007, BORENSTEIN et al., 2009; MADDEN; PAUL, 2011) . Dessa forma o modelo é dado como:

$$Y_i = \mu + \zeta_i + \varepsilon_i$$

Y_i : Efeito observado no estudo i (D);

μ : Medida metanalítica;

ζ_i : Efeito aleatório de cada estudo

ε_i : Erro residual ou erro aleatório.

Diversos fatores podem estar influenciando o verdadeiro efeito estudado. Borenstein et al. (2009) comentam que estas diferenças além de serem consideradas devem também ser explicadas. Para isso são adicionados aos modelos, fatores que possam explicar a variação presente nos efeitos verdadeiros. Cheung e Vijayakumar (2016) citam esta prática é adotado quando o pesquisador suspeita que certas características possam estar causando a variação na medida de efeito.

O uso de desse tipo de modelo é realizado quando se há a intensão de explorar a heterogeneidade. Em estudos de ecologia, Ortega et al. (2016) citam que a exploração da heterogeneidade é o principal aspecto a ser estudado. Dada à importância os autores introduzem a técnica nomeada de meta-partição, do inglês *meta-partition*, que exploram a influência de cada moderadora/fator e suas relações.

No presente estudos os modelos mistos foram utilizados para explorar o efeito das covariáveis *fungicida*, *safr* (2011 a 2015), *região* (sul, sudeste, centro-oeste e nordeste), *nível de doença na testemunha* em R6 (baixo, moderado, alto) e *cultivar*.

3.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As medidas de efeito indicaram que 92 entradas de dados não apresentam efeito em produtividade com a aplicação de fungicidas no controle de mancha-alvo, isso é, não houve incremento de produtividade com a aplicação de fungicida quando comparada à testemunha sem controle.

Considerando todas as medidas levantadas, as evidências indicam que existe tendência de incremento de produtividade no controle de mancha-alvo da soja com fungicidas. Tal fato pode ser visualizado através do gráfico de distribuição de frequências (Figura 3.1) utilizando medidas de efeito calculadas a partir dos ensaios cooperativos da rede de mancha-alvo da soja.

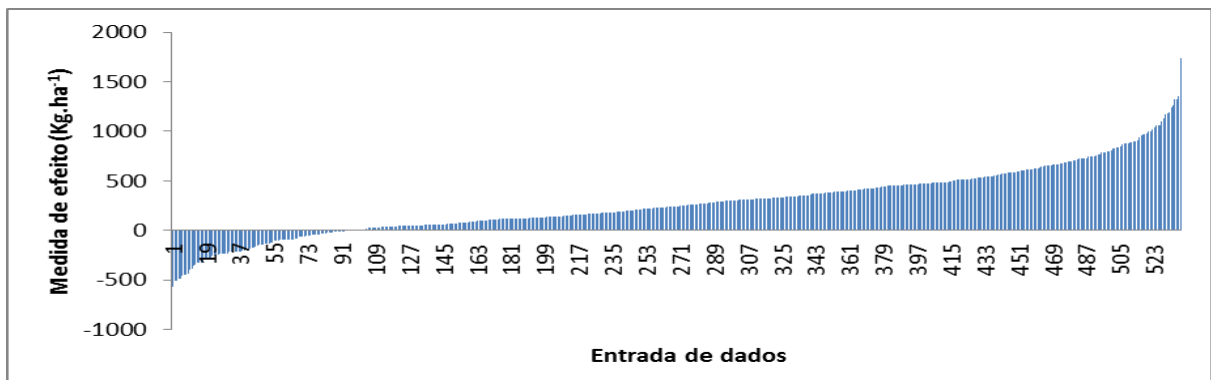


Figura 3.1 - Medidas de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos para controle de mancha-alvo no período entre 2011 e 2015.

Fonte: o próprio autor

Os resultados do teste de Shapiro-Wilk, sob a hipótese nula de que as medidas de efeito seguem distribuição normal com μ e σ^2 , rejeitaram a hipótese. Assim, estatisticamente as medidas de efeito não seguem distribuição normal. Contudo, o histograma (figura 3.2) demonstra visualmente que a distribuição tende à normalidade.

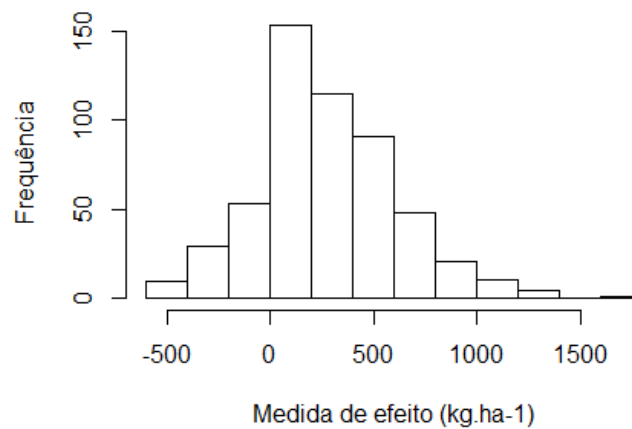


Figura 3.2 - Distribuição de medidas de efeito para o controle químico de mancha-alvo em ensaios cooperativos conduzidos entre as safras 2011/12 a 2015/16, selecionados para metanálise.

Fonte: o próprio autor

Barbin (2013) cita que qualquer população à medida que se aumenta o tamanho amostral tende a apresentar distribuição normal. Neste caso, a hipótese nula pode ter sido rejeitada por características inerentes ao teste de shapiro-wilk em rejeitar a hipótese, quando utilizado em amostras com alto número de dados.

Em metanálise as evidências são combinadas fornecendo-se resultado quantitativo, resumido as evidências. Desta forma, a combinação das medidas de efeito foi dada através do modelo de efeitos aleatórios, utilizando o método de máxima verossimilhança para obtenção de estimadores. Os resultados apresentaram estimativa metanalítica de 295,7 kg.ha⁻¹ de incremento (Tabela 3.1), e intervalo de confiança de 95% entre 266,6 e 324,9 kg.ha⁻¹, com a aplicação de fungicidas no controle de mancha alvo da soja.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Efeitos aleatórios	63	537	295,75	14,88	324,91	266,60	<0,0001
Efeitos Fixos	63	537	352,88	4,25	361,55	344,55	<0,0001

Tabela 3.1 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 calculados para o conjunto de dados da metanálise do controle químico de mancha-alvo da soja.

K (número de entradas analisadas), medida metanalítica de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade (kg.ha⁻¹), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

Quando se trabalha com estudos independentes existem diferentes fatores, além do controle com fungicidas, que podem influenciar significativamente a medida de efeito produtividade. Essa variação pode ser causada pela diferença na eficiência de controle dos fungicidas (SCHERM et al., 2009; PAUL et al., 2010; PAUL et al., 2011; CALVO et al., 2016; YELLAREDDYGARI et al., 2016), número de aplicações (OJIAMBO et al., 2010; FANTIN et al., 2016), severidade da doença (PAUL et al., 2010; NGUGI et al., 2011; DALLA LANA et al., 2015), bem como o progresso da doença ligada as condições ambientais da safra, suscetibilidade da cultivar (PAUL et al., 2011; WILLYERD et al., 2012), presença de outras doenças como ferrugem asiática entre outros fatores inerentes a cada estudo.

Assim, a heterogeneidade foi testada através do teste Q e índice I^2 de Higgins. Os resultados indicaram que existe heterogeneidade significativa ($p < 0,01$) ao nível de 5% significância e alta ($I^2 = 90,3\%$), demonstrando que a variação encontrada entre os estudos é superior à variação esperada ao acaso. Entre as razões de variação, os resultados podem ser atribuídos as diferenças de eficiência de controle entre os fungicidas, assim como observado por Godoy et al. (2013, 2014, 2015)

A presença de ferrugem asiática no grupo de ensaios utilizados na metanálise também pode ter afetado a variação na medida metanalítica, já que a doença apresenta alto poder de redução da produtividade, já relatados por Scherm et al. (2009), Dalla Lana et al. (2015), Godoy et al. (2016).

Devido à presença de heterogeneidade significativa ao nível de 5%, essas diferenças foram exploradas através da análise de modelos mistos.

3.5.1 Modelos Mistos

Os modelos mistos utilizaram como moderadoras de efeito as variáveis *safra*, *cultivar*, *fungicida*, *região* e *severidade na testemunha*. Os resultados para modelos mistos considerando *safra* como moderadora de efeito apresentaram variação nas medidas metanalíticas ao longo das safras (Figura 7).

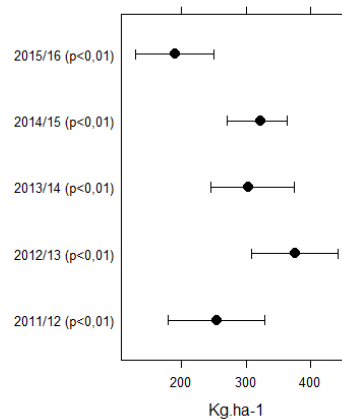


Figura 3.3 - Medida metanalítica considerando-se a moderadora *safra* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

Os resultados apresentaram que na safra 2011/12 houve a menor estimativa de acréscimo de produtividade com o controle químico. Godoy et al. (2012) citam que a redução produtividade entre os tratamentos fungicida variaram de 6 a 28%. A maior estimativa de acréscimo em produtividade ocorreu para safra 2012/13. Contudo, problemas com incidência de ferrugem e déficit hídrico citados por Meyer et al. (2013) podem ter deslocado a medida metanalítica da safra. Os resultados de análise conjunta realizados por Godoy et al. (2013), apresentaram porcentagem de controle de até 71% e resposta em acréscimo de produtividade em relação a testemunha de 21%. Já na safra 2014/15, Godoy et al. (2015) citam controle da doença de 69% e acréscimo de produtividade em relação a testemunha de 11%. Os resultados encontrados por Godoy et al. (2012, 2013, 2014), assim

como os resultados apresentados no presente estudo, sinalizam a presente de outros fatores que não estão sendo considerados nos modelos, como exemplo o nível de sensibilidade das cultivares utilizadas. Os resultados de heterogeneidade corroboram com o exposto indicando variação significativa, isso é, a verdadeira medida de efeito esta sofrendo influencia de outros fatores.

A *região* é outro fator a ser considerado como moderador de efeito. A interferência do fator é apresentada nos estudos de Teramoto et al. (2013a, 2013b), Xavier et al. (2013) e Aguiar (2015) avaliando a reação de isolados de diferentes regiões e culturas. Os resultados apontam que a região sudeste apresenta a maior estimativa de incremento de produtividade com o controle químico de mancha-alvo (Figura 3.4).

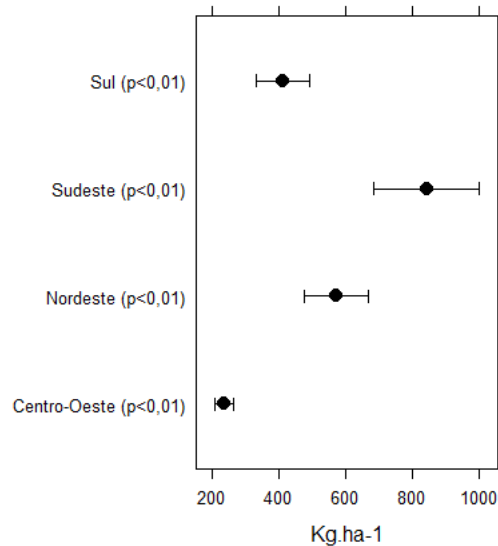


Figura 3.4 - Medida metanalítica considerando a moderadora *região* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

A diferença no incremento de produtividade entre a região Sul e Centro-oeste pode estar associada aos resultados de Xavier et al. (2013). Os autores trabalharam com dose letal que promove mortalidade de 50% dos indivíduos (DL⁵⁰) para isolados do Paraná e Mato Grosso e verificaram diferenças nas doses efetivas de fungicida para controlar o fungo nos dois estados. Conseqüentemente, a menor eficiência de controle resultará em menor efeito em produtividade. Apesar

disso, apenas a moderadora *região* não foi capaz de explicar a variação presente nos estudos, visto que os índices de heterogeneidade apontaram alta variação.

Teramoto et al. (2013a, 2013b) destacaram a importância do efeito da resistência genética da cultivar na severidade e rendimento da soja. Resultados do presente estudo utilizando como moderadora *cultivar*, indicam menores índices de heterogeneidade, corroborando com as afirmações dos autores acima. As estimativas metanalíticas apontam que as cultivares TMG 1180 RR, TMG 1179 RR, Msoy 8336 RR, BMX Valente RR apresentaram menor nível de sensibilidade (baixa sensibilidade) à doença (Figura 3.5).

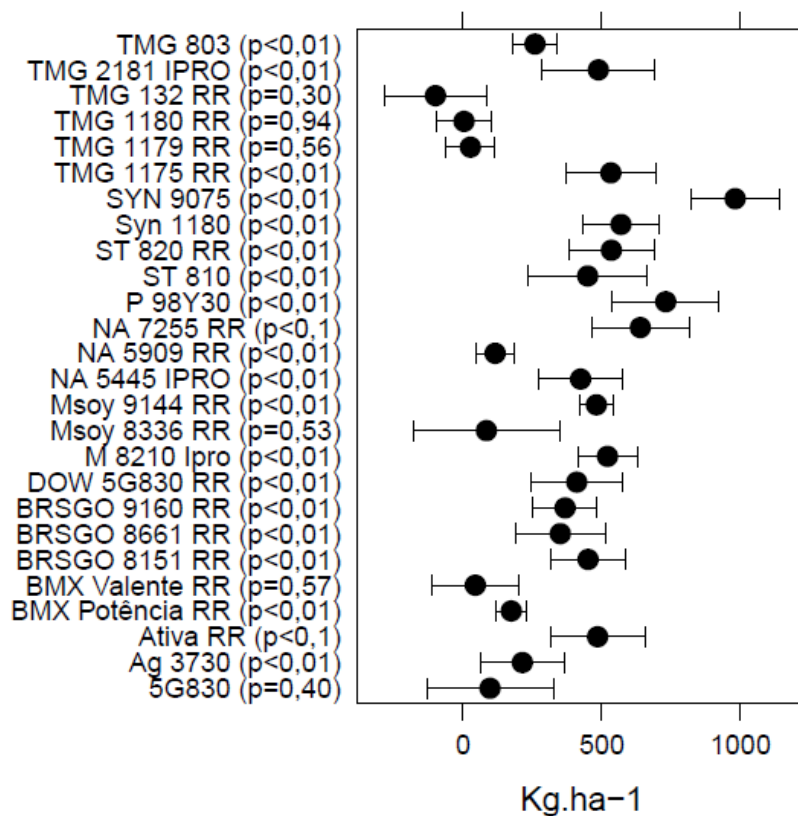


Figura 3.5 - Medida metanalítica considerando a moderadora *cultivar* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

Nos ensaios que utilizaram as variedades citadas, o controle químico não apresentou efeito significativo em produtividade com a aplicação de fungicidas, mesmo que estes tenham apresentando porcentagem de controle significativo da doença. Prova disso pode ser verificada em Godoy et al. (2015). Analisando os

dados da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo, os autores verificaram controle de 69% e acréscimo de produtividade em relação à testemunha de 11% na safra 2014/15, já na safra 2012/13, Godoy et al. (2013) verificaram controle de 71% e acréscimo de produtividade em relação à testemunha de 21%, indicando diferentes níveis de sensibilidade das cultivares ao fungo *C. cassiicola*. Assim, considerando diferentes níveis de sensibilidade, podem ser classificadas como moderadamente sensíveis as cultivares que apresentaram pequeno incremento com a aplicação de fungicidas, como a BMX Potência, NA 5909 RR e TMG 803 RR.

Os resultados apresentados para cultivar BMX Potência corroboraram com resultados de Teramoto et al. (2013a). Os autores trabalharam com a reação de cultivares ao fungo *Corynespora cassiicola* em condições de campo e casa de vegetação, e verificaram que as cultivares menos suscetíveis (menos sensíveis) ao patógeno na casa de vegetação foram BRSGO 7960 e BRS Sambaíba e as mais suscetíveis foram BMX Potência RR e M-SOY 7908 RR. No campo, as cultivares menos suscetíveis foram M-SOY 8866, M-SOY 7908 RR e BMX Potência RR e as mais suscetíveis foram BRSGO 8360 e BRS Tracajá. Os autores ainda citam que as cultivares apresentaram diferentes reações aos seis isolados testados.

Para moderadora *fungicida*, o intervalo de confiança, em geral, apresentou grande variação, afetando a qualidade da estimativa, já que aparentemente outros fatores também estariam afetando a medida (Figura 3.6).

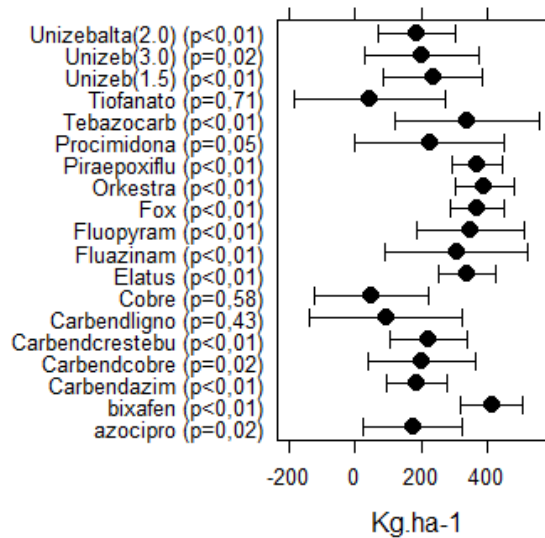


Figura 3.6 - Medida metanalítica considerando a moderadora *fungicida* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

Os resultados confirmaram a hipótese de que a mancha-alvo causa redução significativa de produtividade quando não controlada. Panique (2007) cita que em algumas regiões os danos podem chegar a 50%. Outros autores citam danos de 18 a 32% (MIGUEL-WRUCK et al., 2011), redução 10 a 20% (CARLIN; KONAGESKI, 2011), 6 a 36% em Godoy et al. (2014).

Ribeiro et al. (2016) trabalhando com a adição do ingrediente ativo mancozebe a misturas de triazóis e estrobilurinas, verificaram que houve redução no progresso da doença e desfolha. Os autores citam que o aumento das doses de mancozebe adicionados à mistura contribuiu também para o aumento de produtividade.

Aguiar (2015) em estudo da sensibilidade *in vitro* de isolados de *Corynespora cassiicola* provenientes de diferentes regiões e culturas, utilizando dose efetiva capaz de inibir o crescimento micelial do fungo em 50% (DE⁵⁰), observaram que os fungicidas clorotalonil e carbendazim apresentaram altos valores da DE⁵⁰ para a maioria dos isolados, apresentando média superior a 50 mg.L⁻¹. Já o fungicida tebuconazole variou de 0,50 a 18,79 mg.L⁻¹, boscalid e fluopyram 5 mg.L⁻¹ e azoxystrobin e pyrimethanil cerca de 10 mg.L⁻¹ para inibição micelial de 50%.

3.6 CONCLUSÃO

O incremento de produtividade com o controle químico de mancha-alvo da soja foi de 295,7 Kg.ha⁻¹. As formulações Piraclostrobina + fluxapyroxad, Trifloxistrobina + Protioconazol, Piraclostrobina + fluxapyroxad + epoxiconazole, Bixafen+ protioconazol+ trifloxistrobina apresentaram maiores ganhos de produtividade.

4 ARTIGO B: INFLUÊNCIA DA PRESENÇA DE *PHAKOPSORA PACHYRHIZI* EM ENSAIOS DE MANCHA-ALVO ATRAVÉS DE TÉCNICAS METANALÍTICAS

4.1 RESUMO

O aumento do número de casos de mancha-alvo, causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* vem ganhando destaque no cenário agrícola nacional. Conseqüentemente, o número de ensaios e testes relacionados ao controle da doença vem crescendo. Em estudos de campo sobre o efeito de medidas de controle de *C. cassiicola* a ocorrência do fungo *Phakopsora pachyrhizi* é comum e de difícil controle. A partir do exposto, o presente estudo tem como objetivo avaliar o efeito em produtividade da presença de ferrugem asiática em estudos de controle de mancha-alvo da soja. A técnica utilizada, conhecida como metanálise, consiste na síntese estatística de resultados de estudos independentes. Os dados utilizados fazem parte dos ensaios cooperativos de mancha-alvo, conduzidos entre as safras 2011/12 a 2015/16. A variável resposta utilizada foi produtividade, calculada a partir da diferença entre tratamento e testemunha. A medida de dispersão foi dada pela variância de cada tratamento. Foram utilizados modelos de efeitos aleatórios e efeitos mistos no conjunto de todos os dados, com relato de incidência de ferrugem asiática (CRFA) e sem relato (SRFA). Os dados foram ainda divididos nos subgrupos *Severidade na testemunha* e *Safra*, e novamente utilizados modelos de efeitos aleatórios e mistos. As medidas metanalíticas de produtividade foram 295,8 kg/ha para CRFA e 261,0 kg/ha para SRFA e a amplitude dos dados foi 58.3 kg/ha e 61,1 kg/ha, respectivamente. Isto indica que em ensaios com relato de ferrugem asiática o incremento em produtividade foi influenciado por esta doença. A presença de ferrugem asiática nos ensaios influenciou a contribuição dos fungicidas, superestimando o incremento em produtividade.

Palavras-chave: *Corynespora cassiicola*. *Glycine max*. Revisão sistemática. *Phakopsora pachyrhizi*.

4.2 ABSTRACT

The increase in the number of cases of target spot caused by the fungus *Corynespora cassiicola* has been gaining prominence in the national agricultural scenario. Consequently, the number of trials and tests related to disease control has been increasing. In field studies on the effect of control measures of *C. cassiicola* the occurrence of the fungus *Phakopsora pachyrhizi* is common and difficult to control. From the foregoing, the present study aims to evaluate the effect on productivity of the presence of Asian rust in soybean target spot control studies. The technique used, known as meta-analysis, consists of the statistical synthesis of results from independent studies. The data used are part of the cooperative target-spot trials carried out between the 2011/12 and 2015/16 seasons. The response variable used was productivity, calculated from the difference between treatment and control. The dispersion measure was given by the variance of each treatment. Random effects models and mixed effects were used in all datasets, with reports of Asian rust incidence (ASRI) and without report (ASRW). The data were further divided into the subgroups Severity in the control and season, and again used random and mixed effects models. The metanalytic yield measures were 295.8 kg / ha for ASRI and 261.0 kg / ha for ASRW and the amplitude of the data was 58.3 kg / ha and 61.1 kg / ha, respectively. This indicates that in trials with reports of Asian rust the increase in productivity was influenced by this disease. The presence of Asian rust in the trials influenced the contribution of fungicides, overestimating the increase in productivity.

Key-words: *Corynespora cassiicola*. *Glycine max*. Sistematic review, *Phakopsora pachyrhizi*.

4.3 INTRODUÇÃO

A obtenção de altas produtividades está condicionada a fatores abióticos, como fertilidade, condições climáticas, e fatores bióticos, como pragas e doenças. Na cultura da soja, existem cerca de 40 doenças, dentre elas, a ferrugem asiática causada pelo fungo *Phakopsora pachyrhizi* Syd & Syd, é a principal doença da cultura no Brasil desde a safra 2001/02. Contudo, nos últimos anos, o aumento do número de casos de mancha-alvo, causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* (Berk. & M.A. Curtis) C.T. Wei vem ganhando destaque no cenário agrícola nacional e chamando a atenção para o seu controle (GODOY et al., 2012, 2013, 2014, 2015, 2016).

Os sintomas da doença ocorrem inicialmente em folhas do terço inferior, com início no período reprodutivo. O fungo é considerado necrotrófico e inespecífico, favorecido por temperaturas altas somadas a alta umidade. As folhas afetadas apresentam lesões circulares com a presença de halo clorótico podendo levar a senescência precoce das folhas. A desfolha prematura de folhas é o aposto de doenças causadas por fungos biotróficos, como a ferrugem asiática da soja, que dificilmente levam a desfolha, já que o fungo necessita do hospedeiro vivo para sobreviver. Com isso, em estudos de campo sobre o efeito do controle químico com fungicidas via aplicação foliar no controle de *C. cassiicola*, a incidência do fungo *Phakopsora pachyrhizi* é comum e de difícil controle.

A dificuldade no controle de ferrugem asiática está basicamente na agressividade do patógeno e similaridade entre os produtos registrados para controle químico de mancha-alvo e ferrugem asiática.

Assim, o objetivo do estudo é avaliar a influência na produtividade da presença de *P. pachyrhizi* em estudos de controle de *C. cassiicola* através de estudos metanalíticos.

4.4 MATERIAL E MÉTODOS

4.4.1 LEVANTAMENTO DE DADOS

Os dados utilizados são oriundas da rede de ensaios cooperativos de Mancha-alvo e foi fornecida pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), instituição responsável pelos estudos. Os resultados da rede são sumarizados através da análise conjunta e publicados anualmente a partir de 2012 na forma de circular técnica (GODOY et al., 2012, 2013, 2014, 2015, 2016).

O protocolo padrão adotado na rede de ensaios cooperativos de Mancha-alvo é constituído de fungicidas contendo misturas de triazóis e estrobilurinas, benzimidazóis isolados ou com adição de extrato vegetal, carboxamidas, misturas triplas de triazóis, estrobilurinas e carboxamidas e de triazóis, estrobilurinas e benzimidazóis. Além disso, também são utilizados produtos em processo de registro. São utilizadas cultivares relatadas como suscetíveis a doença, baseados em observações durante as safras (GODOY et al., 2013). As aplicações são realizadas com auxílio de pulverizador costal pressurizado de CO₂ e o volume de aplicação mínimo de 120 L ha⁻¹. O controle de ferrugem asiática é realizado com cultivares com gene de resistência ou aplicações de azoxistrobina + ciproconazole (60 + 24 g i.a.ha⁻¹), contudo, em alguns locais o controle de ferrugem asiática não é totalmente efetivo. As avaliações de severidade de mancha-alvo são realizadas no momento da aplicação e periodicamente após a terceira aplicação com auxílio da escala diagramática desenvolvida por Soares et al. (2009) (Figura 2).

4.4.2 CRITÉRIOS DE EXCLUSÃO DE ESTUDOS

A metanálise trabalha com a união de evidências de estudos independentes, mas interligados. Para se obter qualidade na análise é necessário excluir trabalhos que não assegurem a veracidade dos resultados. Ou seja, estudos que não apresentam medidas diagnósticas informadas ou parâmetros explicativos como severidade, número de aplicações, produtividade. Dessa forma, foram desconsiderados estudos que não apresentavam a severidade das avaliações e que não relataram a ocorrência da doença alvo (mancha-alvo).

4.4.2 MEDIDAS DE EFEITO

A medida de efeito representa uma estimativa resposta ou relação entre duas variáveis. Cheung e Vijayakumar (2016) citam que a metanálise é a estatística de análise de medidas de efeito. No estudo, a medida de efeito adotada é referente à resposta de rendimento produtivo, chamada de D (kg ha^{-1}). Como os dados possuem a mesma escala, a medida de efeito pode ser dada diretamente pela diferença entre o grupo que apresenta o controle químico de mancha alvo com fungicida (tratamento) e o grupo sem o fungicida (controle) (BORENSTEIN et al., 2009), dado como:

$$D = X_t - X_c$$

Em que, D é a medida de efeito, X_t e X_c correspondem a media de produtividade do tratamento e controle, respectivamente.

A medida “D” fornece um resumo informativo do efeito do tratamento, e como tal, um tamanho para o efeito das perguntas contidas nesta investigação (MADDEN; PAUL, 2011). A mesma medida também foi utilizada no estudo de Paul et al. (2011) trabalhando com o resposta de fungicidas aplicados no milho.

A variância ou desvio também são utilizados em metanálise de dados contínuos como resumos informativos da dispersão presentes em cada estudo. Devido à disponibilidade dos dados originais dos estudos, e não apenas as médias, o presente estudo utilizou a variância de cada tratamento. O objetivo foi explorar a heterogeneidade dos dados, evitando que tratamentos que possuíssem alta variabilidade apresentassem seus desvios suavizados pela variação total do ensaio.

4.4.3 SUBGRUPO PRESENÇA DE FERRUGEM ASIÁTICA

No presente estudo foram criados os seguintes subgrupos: **subgrupo 1 incluindo ensaios que apresentavam relatos de ferrugem asiática e subgrupo 2 incluindo apenas ensaios sem relatos de ferrugem asiática** (45 ensaios e 379 entradas). O objetivo é unir grupos de informações que apresentam

grande homogeneidade dentro e heterogeneidade entre. Ngugi, Lehman e Madden (2011) avaliando os produtos para controle de mancha bacteriana nos Estados Unidos dividiram os estudos em três categorias, antibióticos, controle biológico e ativadores de defesa vegetal. Não havendo homogeneidade entre estudos dentro do grupo formado, verificada através do teste Q e índice I^2 , o modelo de efeitos mistos foi utilizado para explicar a variação nos efeitos considerando como moderadoras as variáveis foram fungicida, safra (2011 a 2015), região (sul, centro-oeste), severidade na testemunha em R6 (baixo, moderado, alto) e Cultivar.

Com base nos estudos de Madden e Paul (2009), Ojiambo, Paul e Holmes (2010), Ngugi, Lehman e Madden (2011), Paul et al. (2011), Dalla Lana et al. (2015) e Yellareddygar et al. (2016) o presente estudo também optou em considerar o nível de severidade como moderadora de efeito. Assim, a severidade na testemunha no estágio R5/R6 foi categorizada em **baixa** <15%, **moderada** 15 a 30% e **Alta** >30% formando três subgrupos. Novamente, em cada subgrupo modelos de efeito aleatórios foram adotados e verificada heterogeneidade os dados foram submetidos aos modelos de efeitos mistos considerando como moderadoras de efeito fungicida, safra (2011 a 2015), região (sul, centro-oeste) e Cultivar, como esquematizados na Figura 4.

O mesmo processo foi realizado para o subgrupo safra, assim como utilizado por Paul et al. (2008) trabalhando com a eficiência de fungicidas no controle de giberela do trigo e a toxina deoxynivalenol (DON).

4.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O total de 78 ensaios foram conduzidos entre as safras de 2011/12 e 2015/16. Dos quais 63 foram utilizados para metanálise, totalizando 537 entradas de dados. Entre as razões de exclusão de estudos estão a não ocorrência da mancha-alvo no ensaio e não apresentação de alguma medida de severidade nos resultados. Do total de ensaios utilizados na metanálise, 19 ensaios apresentavam relatos de incidência de ferrugem asiática, em geral próximo ao final do estágio de maturação fisiológica. Os **subgrupo 1 (com relatos de ferrugem asiática)** utilizou 63 ensaios e 537 entradas e o **subgrupo 2 (sem relatos de ferrugem asiática)** considerou 45 ensaios e 379 entradas.

4.5.1 SUBGRUPO 1 - ENSAIOS COM RELATOS DE FERRUGEM ASIÁTICA

As medidas de efeito indicaram que 92 entradas de dados não apresentam efeito em produtividade com a aplicação de fungicidas no controle de mancha-alvo, isso é, não houve incremento significativo de produtividade com a aplicação de fungicida quando comparada à testemunha sem controle.

Considerando todas as medidas levantadas, as evidências indicam que existe tendência de incremento de produtividade no controle de mancha-alvo da soja com fungicidas. Os resultados do teste de Shapiro-Wilk, sob a hipótese nula de que as medidas de efeito seguem distribuição normal com μ e σ^2 , rejeitaram a hipótese. Assim, estatisticamente as medidas de efeito não seguem distribuição normal. Barbin (2013) cita que qualquer população à medida que se aumenta o tamanho amostral tende a apresentar distribuição normal. Neste caso, a hipótese nula pode ter sido rejeitada por características inerentes ao teste de shapiro-wilk em rejeitar a hipótese, quando utilizado em amostras com alto número de dados.

Em metanálise as evidências são combinadas fornecendo-se resultado quantitativo, resumido as evidências. Desta forma, a combinação das medidas de efeito foi dada através do modelo de efeitos aleatórios, utilizando o método de máxima verossimilhança para obtenção de estimadores. Os resultados apresentaram estimativa metanalítica de 295,7 kg.ha⁻¹ de incremento (Tabela 4.1), e intervalo de confiança de 95% entre 266,6 e 324,9 kg.ha⁻¹, com a aplicação de

fungicidas no controle de mancha alvo da soja.

Tabela 4.1 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 calculados para o conjunto de dados da metanálise do controle químico de mancha-alvo da soja.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Efeitos aleatórios	63	537	295,75	14,88	324,91	266,60	<0,0001
Efeitos Fixos	63	537	352,88	4,25	361,55	344,55	<0,0001

K (número de entradas analisadas), medida metanalítica de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade (kg.ha⁻¹), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

Quando se trabalha com estudos independentes existem diferentes fatores, além do controle com fungicidas, que podem influenciar significativamente a medida de efeito produtividade. Essa variação pode ser causada pela diferença na eficiência de controle dos fungicidas (SCHERM et al., 2009; PAUL et al., 2010; PAUL et al., 2011; CALVO et al., 2016; YELLAREDDYGARI et al., 2016), número de aplicações (OJIAMBO et al., 2010; FANTIN et al., 2016), severidade da doença (PAUL et al., 2010; NGUGI et al., 2011; DALLA LANA et al., 2015), bem como o progresso da doença ligada as condições ambientais da safra, suscetibilidade da cultivar (PAUL et al., 2011; WILLYERD et al., 2012), presença de outras doenças como ferrugem asiática entre outros fatores inerentes a cada estudo.

Assim, a heterogeneidade foi testada através do teste Q e índice I^2 de Higgins. Os resultados indicaram que existe heterogeneidade significativa ($p < 0,01$) ao nível de 5% significância e alta ($I^2 = 90,3\%$), demonstrando que a variação encontrada entre os estudos é superior à variação esperada ao acaso. Entre as razões de variação, os resultados podem ser atribuídos as diferenças de eficiência de controle entre os fungicidas, assim como observado por Godoy et al. (2013, 2014, 2015)

A presença de ferrugem asiática no grupo de ensaios utilizados na metanálise também pode ter afetado a variação na medida metanalítica, já que a

doença apresenta alto poder de redução da produtividade, já relatados por Scherm et al. (2009), Dalla Lana et al. (2015), Godoy et al. (2016).

Devido à presença de heterogeneidade significativa ao nível de 5%, essas diferenças foram exploradas através da análise de modelos mistos.

Os modelos mistos utilizaram como moderadoras de efeito as variáveis *safra*, *cultivar*, *fungicida*, *região* e *severidade na testemunha*. Os resultados para modelos mistos considerando *safra* como moderadora de efeito apresentaram variação nas medidas metanalíticas ao longo das safras (Figura 4.1).

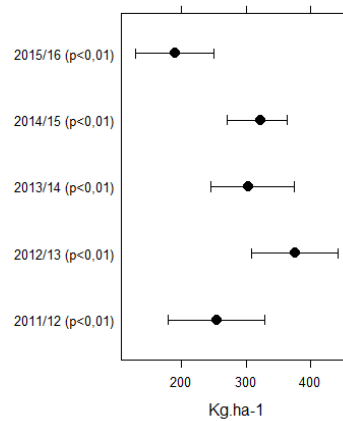


Figura 4.1 - Medida metanalítica considerando-se a moderadora *safra* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

Os resultados apresentaram que na safra 2011/12 houve a menor estimativa de acréscimo de produtividade com o controle químico. Godoy et al. (2012) citam que a redução produtividade entre os tratamentos fungicida variaram de 6 a 28%. A maior estimativa de acréscimo em produtividade ocorreu para safra 2012/13. Contudo, problemas com incidência de ferrugem e déficit hídrico citados por Meyer et al. (2013) podem ter deslocado a medida metanalítica da safra. Os resultados de análise conjunta realizados por Godoy et al. (2013), apresentaram porcentagem de controle de até 71% e resposta em acréscimo de produtividade em relação a testemunha de 21%. Já na safra 2014/15, Godoy et al. (2015) citam controle da doença de 69% e acréscimo de produtividade em relação a testemunha de 11%. Os resultados encontrados por Godoy et al. (2012, 2013, 2014), assim como os resultados apresentados no presente estudo, sinalizam a presença de outros fatores que não estão sendo considerados nos modelos, como exemplo o

nível de sensibilidade das cultivares utilizadas. Os resultados de heterogeneidade corroboram com o exposto indicando variação significativa, isso é, a verdadeira medida de efeito esta sofrendo influencia de outros fatores.

A *região* é outro fator a ser considerado como moderador de efeito. A interferência do fator é apresentada nos estudos de Teramoto et al. (2013a, 2013b), Xavier et al. (2013) e Aguiar (2015) avaliando a reação de isolados de diferentes regiões e culturas. Os resultados apontam que a região sudeste apresenta a maior estimativa de incremento de produtividade com o controle químico de mancha-alvo (Figura 4.2).

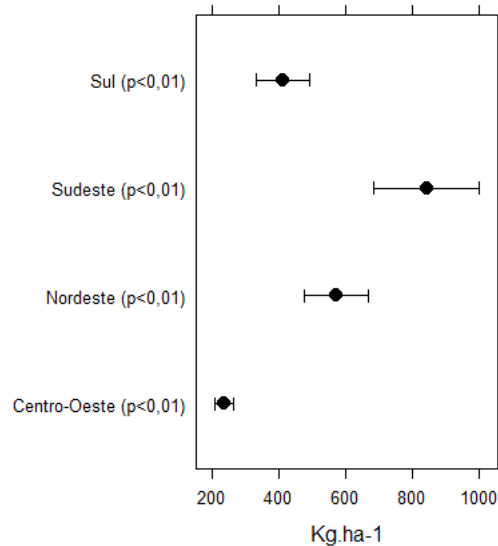


Figura 4.2 - Medida metanalítica considerando a moderadora *região* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

A diferença no incremento de produtividade entre a região Sul e Centro-oeste pode estar associada aos resultados de Xavier et al. (2013). Os autores trabalharam com dose letal que promove mortalidade de 50% dos indivíduos (DL^{50}) para isolados do Paraná e Mato Grosso e verificaram diferenças nas doses efetivas de fungicida para controlar o fungo nos dois estados. Conseqüentemente, a menor eficiência de controle resultará em menor efeito em produtividade. Apesar disso, apenas a moderadora *região* não foi capaz de explicar a variação presente nos estudos, visto que os índices de heterogeneidade apontaram alta variação.

Teramoto et al. (2013a, 2013b) destacaram a importância do efeito da resistência genética da cultivar na severidade e rendimento da soja. Resultados do presente estudo utilizando como moderadora *cultivar*, indicam menores índices de heterogeneidade, corroborando com as afirmações dos autores acima. As estimativas metanalíticas apontam que as cultivares TMG 1180 RR, TMG 1179 RR, Msoy 8336 RR, BMX Valente RR apresentaram menor nível de sensibilidade (baixa sensibilidade) à doença (Figura 4.3).

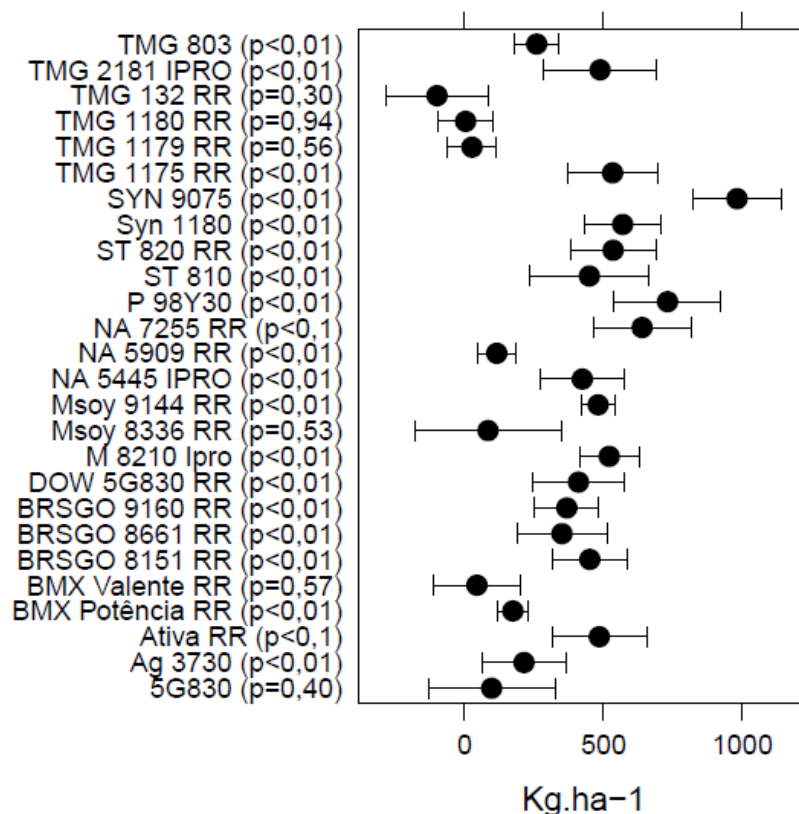


Figura 4.3 - Medida metanalítica considerando a moderadora *cultivar* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

Nos ensaios que utilizaram as variedades citadas, o controle químico não apresentou efeito significativo em produtividade com a aplicação de fungicidas, mesmo que estes tenham apresentando porcentagem de controle significativo da doença. Prova disso pode ser verificada em Godoy et al. (2015). Analisando os dados da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo, os autores verificaram controle de 69% e acréscimo de produtividade em relação à testemunha de 11% na

safra 2014/15, já na safra 2012/13, Godoy et al. (2013) verificaram controle de 71% e acréscimo de produtividade em relação à testemunha de 21%, indicando diferentes níveis de sensibilidade das cultivares ao fungo *C. cassiicola*. Assim, considerando diferentes níveis de sensibilidade, podem ser classificadas como moderadamente sensíveis as cultivares que apresentaram pequeno incremento com a aplicação de fungicidas, como a BMX Potência, NA 5909 RR e TMG 803 RR.

Os resultados apresentados para cultivar BMX Potência corroboraram com resultados de Teramoto et al. (2013a). Os autores trabalharam com a reação de cultivares ao fungo *Corynespora cassiicola* em condições de campo e casa de vegetação, e verificaram que as cultivares menos suscetíveis (menos sensíveis) ao patógeno na casa de vegetação foram BRSGO 7960 e BRS Sambaíba e as mais suscetíveis foram BMX Potência RR e M-SOY 7908 RR. No campo, as cultivares menos suscetíveis foram M-SOY 8866, M-SOY 7908 RR e BMX Potência RR e as mais suscetíveis foram BRSGO 8360 e BRS Tracajá. Os autores ainda citam que as cultivares apresentaram diferentes reações aos seis isolados testados. Para moderadora *fungicida*, o intervalo de confiança, em geral, apresentou grande variação, afetando a qualidade da estimativa, já que aparentemente outros fatores também estariam afetando a medida (Figura 4.4).

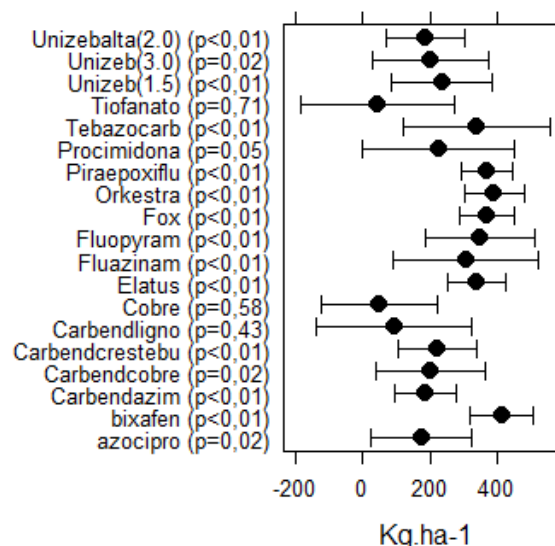


Figura 4.4 - Medida metanalítica considerando a moderadora *fungicida* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

Ribeiro et al. (2016) trabalhando com a adição do ingrediente ativo mancozebe a misturas de triazóis e estrobilurinas, verificaram que houve redução no progresso da doença e desfolha. Os autores citam que o aumento das doses de mancozebe adicionados à mistura contribuiu também para o aumento de produtividade.

Aguiar (2015) em estudo da sensibilidade *in vitro* de isolados de *Corynespora cassiicola* provenientes de diferentes regiões e culturas, utilizando dose efetiva capaz de inibir o crescimento micelial do fungo em 50% (DE⁵⁰), observaram que os fungicidas clorotalonil e carbendazim apresentaram altos valores da DE⁵⁰ para a maioria dos isolados, apresentando média superior a 50 mg.L⁻¹. Já o fungicida tebuconazole variou de 0,50 a 18,79 mg.L⁻¹, boscalid e fluopyram 5 mg.L⁻¹ e azoxystrobin e pyrimethanil cerca de 10 mg.L⁻¹ para inibição micelial de 50%.

A moderadora *nível de severidade na testemunha* foi considerada utilizando-se a severidade obtida no estágio fenológico R5/R6, no tratamento sem aplicação de fungicida (testemunha). A análise dos dados da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo são desconsidera estudos que apresentaram severidade na testemunha <10% (Godoy et al., 2012, 2014, 2015, 2016a) e <20% (Godoy et al., 2013). No presente estudo, a variável severidade foi categorizada em Baixa (<15%), Moderada (15 a 30%) e Alta (> 30%) severidade.

As medidas metanalíticas indicaram que a resposta em produtividade ao controle químico foi maior em condições de alta severidade da doença (> 30%) (Figura 4.5).

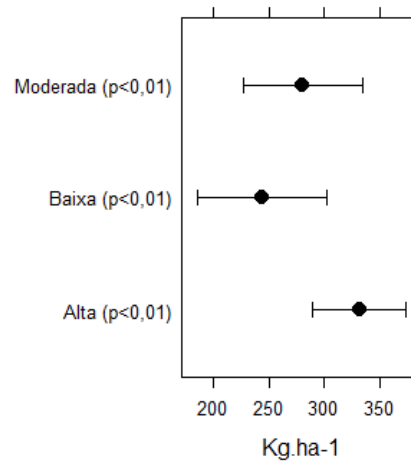


Figura 4.5 - Medida metanalítica considerando o moderador severidade na testemunha para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

Os resultados confirmaram a hipótese de que a mancha-alvo causa redução significativa de produtividade quando não controlada. Panique (2007) cita que em algumas regiões os danos podem chegar a 50%. Outros autores citam danos de 18 a 32% (MIGUEL-WRUCK et al., 2011), redução 10 a 20% (CARLIN; KONAGESKI, 2011), 6 a 36% em Godoy et al. (2014).

4.5.2 SUBGRUPO 2 - ENSAIOS SEM RELATOS DE FERRUGEM ASIÁTICA

Os estudos que não possuem relatos de ocorrência de ferrugem asiática consistiram de 379 entradas em 46 ensaios. Dos quais, 68 não apresentaram incremento de produtividade com a aplicação de fungicidas. Através do teste de Shapiro-wilk foi possível verificar que as medidas de efeito apresentaram distribuição normal.

A medida metanalítica apresentou acréscimo médio de 260,97 Kg.ha⁻¹ com o uso do controle químico com fungicidas no controle de mancha-alvo (Tabela 2). A estimativa de incremento com a aplicação de fungicidas é inferior a apresentada para ensaios com a ocorrência de ferrugem asiática (295 Kg.ha⁻¹).

Dalla Lana et al. (2015) trabalhando com a relação entre severidade

de ferrugem asiática e produtividade estimam que para cada ponto percentual de severidade de ferrugem asiática da soja existe a redução de 0,6% em média. No estudo os autores utilizaram modelos mistos e consideraram dois parâmetros, o início da doença em relação ao período reprodutivo e a severidade final da doença, como variáveis moderadoras de efeito. Já Paul et al. (2011) utilizaram o híbrido e a intensidade da doença como explicação das diferenças nas respostas de produtividade à aplicação de fungicidas em milho.

Tabela 4.2 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 calculados para o conjunto de dados da metanálise do controle químico de mancha-alvo da soja.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Efeitos aleatórios	45	379	260,98	15,58	291,51	230,45	<0,0001
Efeitos Fixos	45	379	333,76	4,79	343,15	324,37	<0,0001

K (número de entradas analisadas), medida metanalítica de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade (kg.ha⁻¹), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

Contudo, os estudos apresentaram heterogeneidade significativa (Tabela 3) e assim, os resultados foram explorados através de modelos mistos e subgrupos. A utilização de modelos de efeitos mistos incorporando as variáveis *safra, região, fungicida, cultivar* e *nível de severidade na testemunha* também foi adotado para o *subgrupo 1- com relatos de incidência de ferrugem*. A abordagem tem como objetivo explicar a variação presente nos efeitos verdadeiros.

Tabela 4.3 - Valores de heterogeneidade de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Modelo	Heterogeneidade				
	P valor	Q	H ²	Tau	I ² (%)
Efeitos aleatórios	<0,0001	3521,1	8,56	257,17	88,31
Efeitos Fixos	<0,0001				

Teste Q (heterogeneidade entre os estudos), H² (índice de heterogeneidade proposto

Higgins & Thompson), Tau (variância entre os estudos), I^2 (relação entre a heterogeneidade explicada e a não explicada).

Fonte: o próprio autor

Na análise de modelos mistos, a moderadora de efeito *safra* foi utilizada para explicar a variação nos efeitos entre os estudos. Os resultados apresentaram estimativa de acréscimo de produtividade semelhante entre as safras de 2013/14, 2014/15 e 2015/16 (Figura 4.6). O resultado pode ser atribuído à padronização dos tratamentos contidos nos ensaios nestas safras, reduzindo as variações entre as safras.

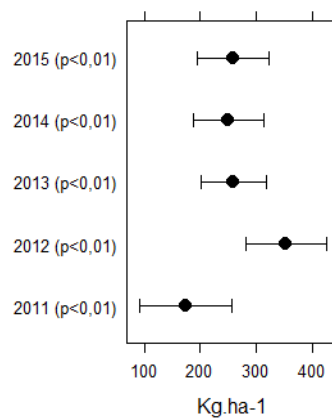


Figura 4.6 - Medida metanalítica considerando a moderadora *safra* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 sem relatos de incidência de ferrugem.

Fonte: o próprio autor

Novamente a safra 2012/13 apresentou estimativa de incremento superior as demais safras, porém semelhante à análise anterior quando utilizou-se o banco de dados de estudos com a incidência de ferrugem asiática relatada(subgrupo1).

Para a moderadora *fungicida*, resultados apontaram que a mistura azoxistrobina + proclonazole, oxicleto de cobre, procimidona, tiofanato metílico e mancozeb (dose de 1,5 kg.ha⁻¹) não apresentaram contribuição significativa na produtividade (Figura 4.7).

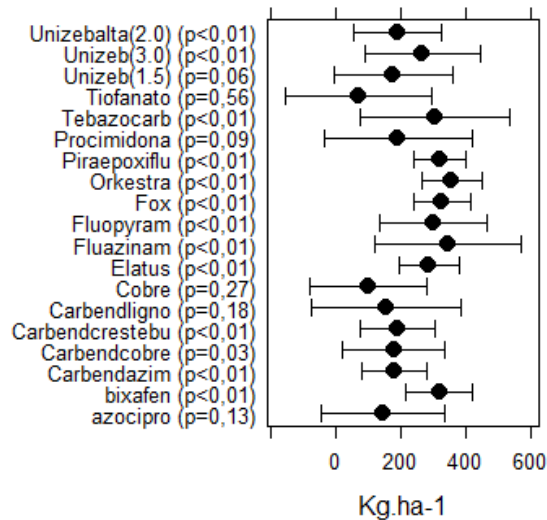


Figura 4.7 - Medida metanalítica considerando a moderadora *fungicida* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 sem relatos de incidência de ferrugem.

Fonte: o próprio autor

Ao se considerar *cultivar* como moderadora de efeito, os resultados apontam que as cultivares TMG 132 RR, TMG 1180 RR, TMG 1179 RR e BMX Valente RR (Figura 4.8) não apresentaram resposta ao controle químico. O resultado pode ser atribuído ao nível de resistência/tolerância das cultivares, isso é, a produtividade da cultivar é pouco afetada pela presença da doença.

Comparando-se ao subgrupo I (com relatos de incidência de ferrugem) a amplitude do intervalo de confiança para a medida metanalítica foi menor, demonstrando o efeito da ferrugem asiática na estimativa. A menor variação no intervalo de confiança da medida metanalítica indica maior precisão nos valores estimados (HIGGINS; THOMPSON, 2002; BORENSTEIN et al., 2009).

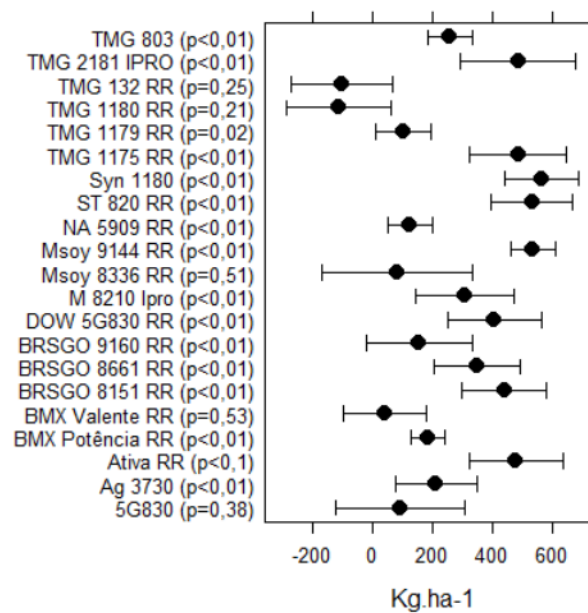


Figura 4.8- Medida metanalítica considerando a moderadora *cultivar* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 sem relatos de incidência de ferrugem.

Fonte: o próprio autor

A maior resposta ao controle químico, quando utilizado em situações de alta severidade de doença (>30%) é confirmada pela estimativa metanalítica utilizando à moderadora *nível de severidade na testemunha* (Figura 4.9).

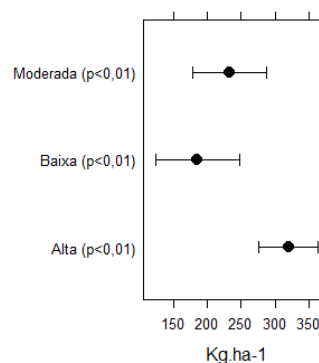


Figura 4.9 - Medida metanalítica considerando a moderadora *severidade na testemunha* para estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo conduzidos entre as safras de 2011/12 a 2015/16 sem relatos de incidência de ferrugem.

Fonte: o próprio autor

Para alta severidade a estimativa de incremento de produtividade foi de 319,3 Kg.ha⁻¹ com intervalo de confiança de 275,2 a 364,3 Kg.ha⁻¹, e baixa severidade estimativa de 183 Kg.ha⁻¹. Porém, as moderados utilizadas em ambos os subgrupos (I e II) apresentaram heterogeneidade, indicando que a variação entre os estudos está acima do esperado ao acaso e merece ser explorada.

Para explorar as diferenças presentes nos estudos incluídos na metanálise, foram organizados subgrupos que apresentassem homogeneidade dentro e heterogeneidade entre. Em outras palavras, o subgrupo formado deve apresentar semelhança nas medidas de efeito dos estudos contidos nele, mas as medidas de efeito devem ser diferentes entre os grupos.

Fantin et al. (2016) estudando o efeito do tratamento de sementes com fungicidas e a contribuição no manejo de ferrugem asiática da soja e produtividade, também utilizaram a mesma abordagem. No trabalho os autores formaram subgrupos de acordo com o número de aplicações foliares complementares. Borenstein et al. (2009) comentam que o uso de subgrupos apresenta-se como uma alternativa para estudos que apresentam alta variação nos efeitos e variáveis discretas. Madden et al. (2016) citam que além da análise de subgrupos também é possível a utilização de métodos de metanálise multivariada.

Ao se desconsiderar os estudos com relatos de incidência de ferrugem asiática, houve superestimação do incrementos de produtividade, isso é, as estimativas de incremento com a aplicação de fungicidas no controle de mancha-alvo da soja foram superiores ao incremento verdadeiro. Prova disso é que a mistura azoxistrobina + bezovindiflupyr (Elatus®) apresentou estimativas superiores de incremento para subgrupo com relatos de incidência de ferrugem. O resultado não corrobora com os apresentados por Godoy et al. (2016a), entretanto, para o controle de ferrugem asiática a mistura apresenta alta eficiência de controle apresentada por Godoy et al. (2016b). As misturas piraclostrobina + fluxapyroxad (Orkestra®), piraclostrobina + fluxapyroxad + epoxiconazole e trifloxistrobina + protioconazol (Fox®) também apresentam alta eficiência de controle de ferrugem, contudo, as estimativas e intervalos para as subgrupos com e sem relatos de ferrugem apresentaram menor variação e proximidade nas medidas metanalíticas. Ou seja, a estimativa de incremento de produtividade manteve-se constante.

4.6 CONCLUSÃO

A ocorrência de ferrugem asiática em ensaios de controle químico de mancha-alvo superestimou o incremento de produtividade com o controle químico.

5 ARTIGO C: INCREMENTO DE PRODUTIVIDADE EM RESPOSTA AO CONTROLE QUÍMICO AO LONGO DAS SAFRAS ATRAVÉS DE MÉTODOS METANALÍTICOS

5.1 RESUMO

A mancha-alvo da soja causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* (Berk. & M.A. Curtis) C.T. Wei, vem apresentando é encontrada em todas as regiões produtoras de soja no Brasil. O controle químico é um dos principais métodos de controle da doença. Contudo, a exposição contínua e aos mesmos grupos químicos podem levar a problemas de redução de eficiência de controle, como já relatados para outras doenças como a ferrugem asiática da soja. Assim, através de métodos metanalíticos, a resposta em produtividade do controle químico de mancha-alvo com os principais fungicidas utilizados no controle da doença foi estimado ao longo das safras através do uso da técnica de metaregressão. Os dados utilizados fazem parte dos ensaios cooperativos de mancha-alvo, conduzidos entre as safras 2011/12 a 2015/16. A variável resposta utilizada foi produtividade. A medida de dispersão foi dada pela variância de cada tratamento. Foram utilizados modelos de efeitos aleatórios e de metaregressão para estimar os efeitos. Os resultados dos modelos de metaregressão não apresentaram efeito significativo para o parâmetro safra. Conclui-se que não existiu redução do incremento de produtividade em resposta a aplicação de fungicidas no controle de mancha-alvo ao longo das safras 2011/12 a 2015/16.

Palavras-chave: *Corynespora cassiicola*. *Glycine max*. Metaregressão. Ensaios cooperativos..

5.2 ABSTRACT

The soybean target spot caused by the fungus *Corynespora cassiicola* (Berk. & M.A. Curtis) C.T. Wei, has been found in all soybean producing regions in Brazil. Chemical control is one of the main methods of disease control. However, continuous exposure and the same chemical groups can lead to problems of reduced control efficiency, as already reported for other diseases such as Asian soybean rust. Thus, by means of metanalytic methods, the response in productivity of the chemical control of target spot with the main fungicides used in the control of the disease was estimated throughout the harvests through the use of the metregression technique. The data used are part of the cooperative target-spot trials carried out between the 2011/12 and 2015/16 harvests. The response variable used was productivity. The dispersion measure was given by the variance of each treatment. Random effects and metregression models were used to estimate effects. The results of the metregression models did not present a significant effect for the harvest parameter. The results indicated that there was no reduction in productivity increase in response to the application of fungicides in the control of the target spot during the 2011/12 to 2015/16 harvests.

Key-words: *Corynespora cassiicola*. *Glycine max*. metaregression. cooperative trials.

5.3 INTRODUÇÃO

O aumento da produção de soja no Brasil, pode ser atribuída a expansão da fronteira agrícola para a região conhecida como MATOPIBA, além da adoção de novas tecnologias de manejo, cultivares resistentes a doenças entre outras. Neste sentido, nos últimos anos, o aumento do número de casos de mancha-alvo vem ganhando destaque no cenário agrícola nacional e chamando a atenção para o seu controle (GODOY et al., 2012; GODOY et al., 2013; GODOY et al., 2014; GODOY et al., 2015; GODOY et al., 2016).

A mancha-alvo da soja é causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* (Berk. & M.A. Curtis) C.T. Wei. identificado inicialmente no Brasil, em 1974 no estado do Paraná, e posteriormente no estado de São Paulo (ALMEIDA et al., 1976), sendo em 1988 relatado nos Estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e do Rio Grande do Sul (YORINORI, 1989), e no cerrado na década de 90, atingindo praticamente todas as regiões de cultivo do Brasil (GODOY et al., 2012; GODOY et al., 2013).

O fungo sobrevive em restos culturais e é capaz de infectar diversas culturas de interesse agrônomo, como feijão, soja, algodão, além de espécies de plantas daninhas, como trapoeraba (*Commelina bengalensis* L), podendo ainda ser transmitido via sementes. O principal método de controle utilizado é o químico. Basicamente, os fungicidas registrados para controle da doença no ministério da agricultura, em grande parte, são os mesmos utilizados para o controle da ferrugem asiática da soja.

A exposição contínua e aos mesmos grupos químicos pode ocasionar problemas de redução de eficiência de controle já relatados para outras doenças, como a ferrugem asiática e a redução de eficiência de controle de triazóis (GODOY, 2012) e estrobilurinas (GODOY.,2011; BARBOSA et al.,2013; REIS et al.,2015)

O objetivo do estudo é avaliar através de métodos metanalíticos a relação de reposição em produtividade com aplicação de fungicidas no controle de mancha-alvo da soja ao decorrer das safras 2011/12 a 2015/16.

5.4 MATERIAL E MÉTODOS

5.4.1 LEVANTAMENTO DE DADOS

Utilizou-se como fonte de dados os resultados dos ensaios cooperativos de Mancha-alvo fornecidos pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), instituição responsável pelos estudos. Os ensaios são realizados anualmente desde a safra 2011/12.

O protocolo padrão adotado é constituído de fungicidas apresentando misturas de triazóis e estrobilurinas, benzimidazóis isolados ou com adição de extrato vegetal, carboxamidas, misturas triplas de triazóis, estrobilurinas e carboxamidas e de triazóis, estrobilurinas e benzimidazóis. Além disso, também são utilizados produtos em processo de registro. As aplicações são realizadas com auxílio de pulverizador costal pressurizado de CO₂ e o volume de aplicação mínimo de 120 L ha⁻¹. As avaliações de severidade de mancha-alvo são realizadas no momento da aplicação e periodicamente após a terceira aplicação com auxílio da escala diagramática desenvolvida por Soares et al. (2009).

5.4.2 MEDIDAS DE EFEITO

Para metanálise utiliza-se uma medida que representa a estimativa de resposta ou relação entre duas variáveis. No presente estudo utilizou-se a resposta de rendimento produtivo, chamada de D (kg ha⁻¹). Como os dados possuem a mesma escala, a medida de efeito pode ser dada diretamente pela diferença entre o grupo que apresenta o controle químico de mancha alvo com fungicida (tratamento) e o grupo sem o fungicida (controle) (BORENSTEIN et al., 2009), dado como:

$$D = X_t - X_c$$

Em que, D é a medida de efeito, X_t e X_c correspondem a media de produtividade do tratamento e controle, respectivamente.

A medida “D” fornece um resumo informativo do efeito do tratamento, e como tal, um tamanho para o efeito das perguntas contidas nesta

investigação (MADDEN; PAUL, 2011). A mesma medida também foi utilizada no estudo de Paul et al. (2011) trabalhando com o resposta de fungicidas aplicados no milho.

A variância ou desvio também são utilizados em metanálise de dados contínuos como resumos informativos da dispersão presentes em cada estudo. Devido à disponibilidade dos dados originais dos estudos, e não apenas as médias, o presente estudo utilizou a variância de cada tratamento. O objetivo foi explorar a heterogeneidade dos dados, evitando que tratamentos que possuíssem alta variabilidade apresentassem seus desvios suavizados pela variação total do ensaio.

5.4.2 SUBGRUPO SAFRA

Os dados levantados foram divididos em cinco subgrupos, criados a partir das safras 2011/12, 2012/13, 2013/14, 2014/15 e 2015/16. Cada subgrupo foi analisado de forma independente, utilizando-se modelos de efeitos aleatórios para a combinação das medidas de efeito e modelos de efeitos mistos que incorporarão as moderados *região*, *fungicida* e *cultivar*. Cada contou os seguintes fungicidas e ingrediente ativos. No subgrupo safra 2011/12 foram utilizados os fungicidas: FOX (trifloxistrobina+protioconazol- 60+70 g i.a ha⁻¹) **Fox**, NTX 1700 (Carbendazim – 500 g i.a ha⁻¹) **Carbendazim**, Tiofanato metílico Ihara (tiofanato metilico – 500 g i.a ha⁻¹) **tiofanato**, BAS 702 EC (piraclostrobina + epoxiconazol + fluxapyroxad- 64,8 + 40 + 40 g i.a ha⁻¹) **piraepoxiflu**, BAS 702 EC (piraclostrobina + epoxiconazol + fluxapyroxad- 81 + 50 + 50 g i.a ha⁻¹) **piraepoxiflu2**, NTX 1700 + Brotolom (Carbendazim + lignosulfonato – 500+ 500 g i.a ha⁻¹) **Carbendligno** , VERANGO (fluopyram – 200 g i.a ha⁻¹) **fluopyram**.

A moderadora *Fungicida* utilizou os seguintes tratamentos na safra 2012/13: Fox (Trifloxtrobina + Protioconazol- 60+70 g i.a ha⁻¹) **Fox**, NTX 1700 (Carbendazim – 500 g i.a ha⁻¹) **Carbendazim**, BAS 702 EC (piraclostrobina + epoxiconazol + fluxapyroxad- 64,8 + 40 + 40 g i.a ha⁻¹) **piraepox**, BAS 703 02 F (piraclostrobina + fluxapyroxad- 100+50 g i.a ha⁻¹) **piraflux**, LOCKER (Carbendazim+ Cresoxim-Metilico + Tebuconazol- 200+125+100 g i.a ha⁻¹) **Carbendcrestebu**, VERANGO (fluopyram – 200 g i.a ha⁻¹) **fluopyram**, A18126

(Azoxistrobina+Solatenol- 60+30 g i.a ha⁻¹) **Elatus**, FROWNCIDE (Fluazinam- 500 g i.a ha⁻¹) **fluazinam**, NUF 310 F1 (Tebuconazole + Azoxistrobina +Carbendazim- 96+72+500 g i.a ha⁻¹) **tebazocarb**, SIALEX (Procimidona- 500 g i.a ha⁻¹) **procimidona**.

Na safra 2013/14 os ensaios utilizaram os seguintes fungicidasqq: Fox (trifloxistrobina+protioconazol- 60+70 g i.a ha⁻¹) **Fox**, NTX 1700+Nitrofix (Carbendazim + hidróxido de cobre– 500+75,9 g i.a ha⁻¹) **Carbendcobre**, BAS 702 EC (piraclostrobina + epoxiconazol + fluxapyroxad- 64,8 + 40 + 40 g i.a ha⁻¹) **piraepoxiflu**, ORKESTRA (piraclostrobina+fluxapyroxad- 100+50 g i.a ha⁻¹) **piraflux**, LOCKER (Carbendazim+ Cresoxim-Metilico +Tebuconazol- 200+125+100 g i.a ha⁻¹) **Carbendcrestebu**, Bix+Ptz+Tfs 450 SC (Bixafen+protioconazol+trifloxistrobina- 62,5+87,5+75 g i.a ha⁻¹) **bixafen**, ELATUS (Azoxistrobina+bezovindiflupyr- 60+30 g i.a ha⁻¹) **elatus**.

Na safra 2014/15 foram utilizados os seguintes produtos: NTX 1700 (Carbendazim– 500 g i.a ha⁻¹) **Carbendazim**, Fox (trifloxistrobina+protioconazol- 60+70 g i.a ha⁻¹) **Fox**, , BAS 702 EC (piraclostrobina + epoxiconazol + fluxapyroxad- 64,8 + 40 + 40 g i.a ha⁻¹) **piraepoxiflu**, ORKESTRA (piraclostrobina+fluxapyroxad- 100+50) **piraflux**, Bix+Ptz+Tfs 450 SC (Bixafen+protioconazol+trifloxistrobina- 62,5+87,5+75 g i.a ha⁻¹) **bixafen**, ELATUS (Azoxistrobina+bezovindiflupyr- 60+30 g i.a ha⁻¹) **elatus**, UNIZEB (Mancozebe – 1125 g i.a ha⁻¹) **unizeb(1.5)**, UNIZEB (Mancozebe – 1500 g i.a ha⁻¹) **unizeb(2.0)**, PRIORI XTRA (Azoxistrobina+ciproconazol – 60+24 g i.a ha⁻¹) **azocipro**.

Os fungicidas utilizados na safra 2015/16 foram: NTX 1700 (Carbendazim– 500 g i.a ha⁻¹) **Carbendazim**, Fox (trifloxistrobina+protioconazol- 60+70 g i.a ha⁻¹) **Fox**, , BAS 702 EC (piraclostrobina + epoxiconazol + fluxapyroxad- 64,8 + 40 + 40 g i.a ha⁻¹) **piraepoxiflu**, ORKESTRA (piraclostrobina + fluxapyroxad- 100+50 g i.a ha⁻¹) **piraflux**, Bix+Ptz+Tfs 450 SC (Bixafen+ protioconazol+ trifloxistrobina- 62,5+87,5+75 g i.a ha⁻¹) **bixafen**, ELATUS (Azoxistrobina+bezovindiflupyr- 60+30 g i.a ha⁻¹) **elatus**, UNIZEB (Mancozebe – 1500 g i.a ha⁻¹) **unizeb(2.0)**, UNIZEB (Mancozebe – 2250 g i.a ha⁻¹) **unizeb(3.0)**, , DIFERE (Oxicloreto de cobre – 588 g i.a ha⁻¹) **cobre**.

5.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados para o subgrupo safra 2011/12 indicaram que as medidas de efeito possuem distribuição normal ($p>0,05$) com tendência de incremento de produtividade com a aplicação de fungicidas na controle de mancha-alvo (Figura 5.1).

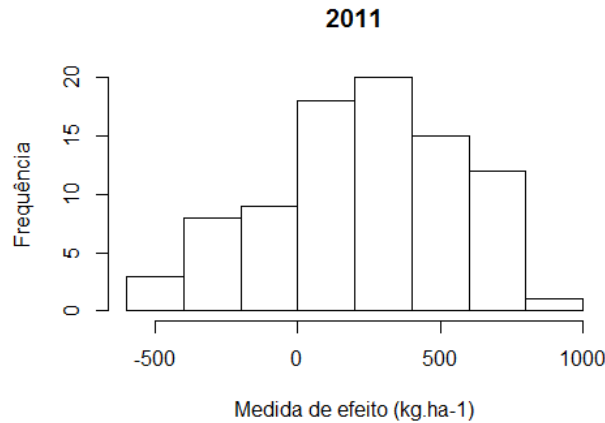


Figura 5.1 - Distribuição de medidas de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2011/12.

Fonte: o próprio autor

Foram considerados 10 ensaios, totalizando 72 entradas de dados. A medida metanalítica estimou incremento de 244 kg.ha⁻¹ e intervalo de confiança de 178 a 311 kg.ha⁻¹ com a aplicação de fungicidas (Tabela 5.1)

Tabela 5.1 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2011/12.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite Inferior	
Efeitos aleatórios	10	72	244,90	34,00	311,54	178,25	<0,0001
Efeitos Fixos	10	72	345,90	16,13	377,51	314,29	<0,0001

K (número de entradas analisadas), medida metanalítica de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade (kg.ha⁻¹), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

As características de heterogeneidade indicaram presença de variação significativa ($p < 0,01$) entre os estudos (Tabela 5.2). O índice I^2 apresentou valor igual a 90,41%, considerada alta.

Tabela 5.2 Valores de heterogeneidade para estudos da rede de cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2011/12.

Modelo	Heterogeneidade				
	P valor	Q	H^2	Tau	$I^2(\%)$
Efeitos aleatórios	<0,0001	1028,57	10,43	265,13	90,41
Efeitos Fixos	<0,0001	364,25			

Teste Q (heterogeneidade entre os estudos), H^2 (índice de heterogeneidade proposto Higgins & Thompson), Tau (variância entre os estudos), I^2 (relação entre a heterogeneidade explicada e a não explicada)

Fonte: o próprio autor

No presente estudo, como forma de explorar a heterogeneidade, encontrada nos dados, foram realizados modelos de efeitos mistos testando moderadores de efeito ou, em outras palavras, causas de variação.

A abordagem foi baseada no estudo de Ortega et al. (2016) que introduz o conceito de meta-partição, do inglês *Meta-partition*. No trabalho, os autores realizam diversas partições/subdivisões até que o grupo formado não apresente heterogeneidade fornecendo evidências seguras.

A medida metanalítica não apresentou incremento de produtividade para a aplicação de Trifloxtrobina + Protiocanazol (Fox), fluopyram (Verango) e tiofanato metílico (Figura 5.3)

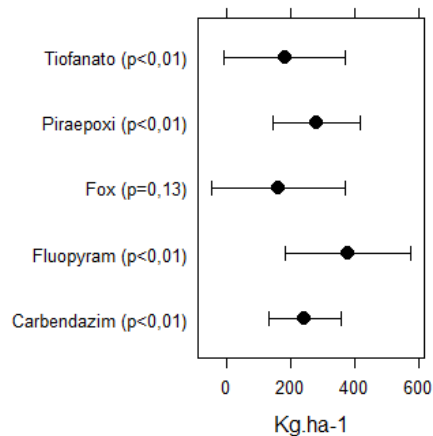


Figura 5.3 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2011/12 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando fungicidas como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

A heterogeneidade segundo I^2 é considerada moderada (74,14%) e o teste Q indicou variação significativa entre os estudos. Além disso, o intervalo de confiança das estimativas apresentou alta amplitude entre o limite superior e inferior, prejudicando a confiabilidade das estimativas (HEDGES; VEVEA, 1998).

Outro fator considerado como moderador foi a *cultivar*. Nesse caso os resultados para o teste de heterogeneidade apontam que existe homogeneidade entre os estudos (Pvalor= 0,59), sendo a heterogeneidade moderada ($I^2= 53,76\%$).

Os resultados apontam a cultivar Msoy 8336 RR com o maior rendimento com a aplicação de fungicidas (Figura 5.4). Indiretamente, é possível afirmar que a cultivar apresenta maior sensibilidade ao fungo, já que a redução de produtividade na testemunha foi superior as demais cultivares. A cultivar é considerada pela empresa detentora como resistente aos nematoides de cisto e *rotylenchulus* e suscetível ao nematoide de galhas e ferrugem asiática.

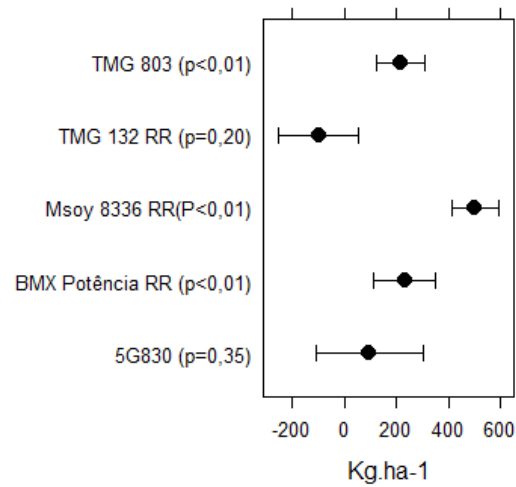


Figura 5.4 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2011/12 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando cultivar como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

TMG 132 RR e Dow 5G830 não apresentaram resposta a aplicação de fungicidas. Contudo, os resultados podem ter sido subestimados, já que as entradas que compõe as cultivares apresentam severidade na testemunha moderada (sev= 28%) e baixa (sev=8%), respectivamente.

A distribuição das medidas de efeito do subgrupo safra 2012/13 indicou que os dados seguem distribuição normal, e também apresentam tendência de incremento com a aplicação de fungicidas (Figura 5.5)

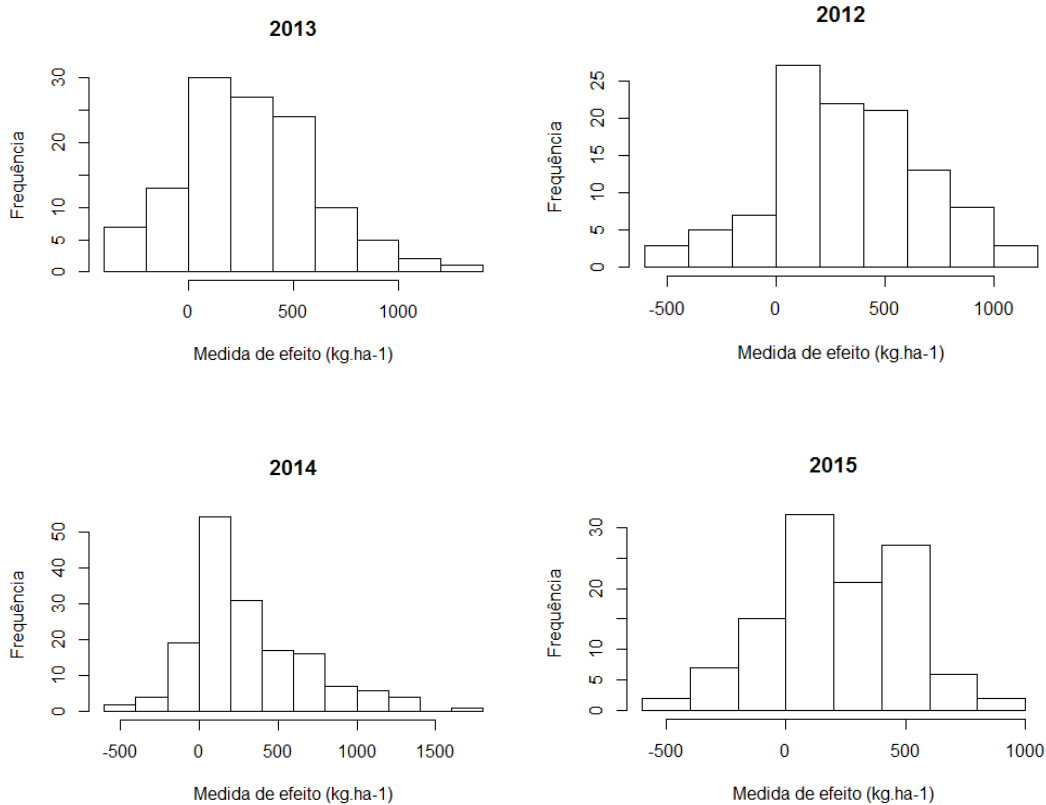


Figura 5.5 - Distribuição da medida de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo entre as safras de 2012/13 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

A medida metanalítica estimou incremento de $377,44 \text{ kg.ha}^{-1}$ e intervalo de $312,63$ a $442,25 \text{ kg.ha}^{-1}$, com a aplicação de fungicidas. O número de entradas de dados foi de 90 (Tabela 5.3).

Tabela 5.3 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2012/13.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Efeitos aleatórios	9	90	377,44	33,07	442,25	312,63	<0,0001
Efeitos Fixos	9	90	500,89	8,40	517,34	484,43	<0,0001

K (número de entradas analisadas), média de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

As medidas de variabilidade indicaram heterogeneidade alta (Tabela 5.4). Em razão disso, foram utilizadas moderadoras de efeito para explicar a variação presente na análise.

Tabela 5.4 - Valores de heterogeneidade de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2012/13 inseridos na metanálise.

Modelo	Heterogeneidade				
	P valor	Q	H ²	Tau	I ² (%)
Efeitos aleatórios	<0,0001	1238,42	12,13	296,17	91,75
Efeitos Fixos	<0,0001				

Teste Q (heterogeneidade entre os estudos), H² (índice de heterogeneidade proposto Higgins & Thompson), Tau (variância entre os estudos), I² (relação entre a heterogeneidade explicada e a não explicada)

Fonte: o próprio autor

Os resultados de metanálise considerando como variável moderadora o *fungicida* indicaram que apenas o fungicida Procimidona (Sialex®) não apresentou efeito positivo na produtividade. A maior resposta de rendimento foi dada para a mistura tripla piraclostrobina + epoxiconazol + fluxapyroxad (64,8 + 40 + 40 g i.a ha^{-1}) (Figura 5.6).

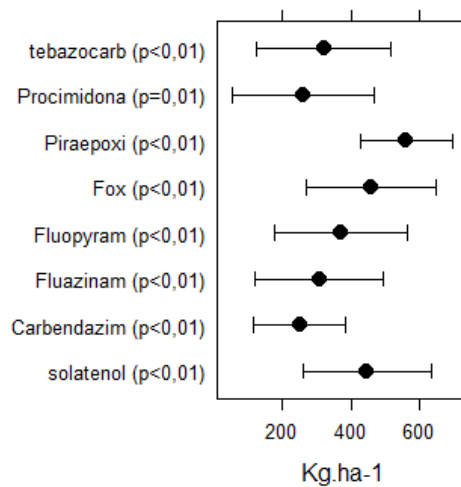


Figura 5.6 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2012/13 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando fungicidas como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

Apesar de haver redução na variação não explicada, a heterogeneidade ainda é considerada alta segundo índice I^2 (88,21%). A amplitude do intervalo de confiança da medida metanalítica corrobora com os resultados de heterogeneidade e compromete a precisão nas medidas metanalíticas. Em outras palavras, existe variação nos efeitos verdadeiros.

O modelo de efeitos considerando a moderadora *cultivar* demonstrou que não houve incremento de produtividade com a aplicação de fungicidas quando utilizada a cultivar NA5909 RR (Figura 5.7). Observando o banco de dados utilizado para metanálise do subgrupo safra 2012/13, foi verificado que as condições de severidade na cultivar foram baixas (<15%) atingindo 10.8%. Assim, os resultados podem estar sendo interferidos pela baixa severidade e redução de produtividade e não pela resistência/tolerância da cultivar.

O resultado para a cultivar BMX Potência RR corrobora com os resultados apresentados por Teramoto et al. (2013a) considerando a cultivar como medianamente resistente.

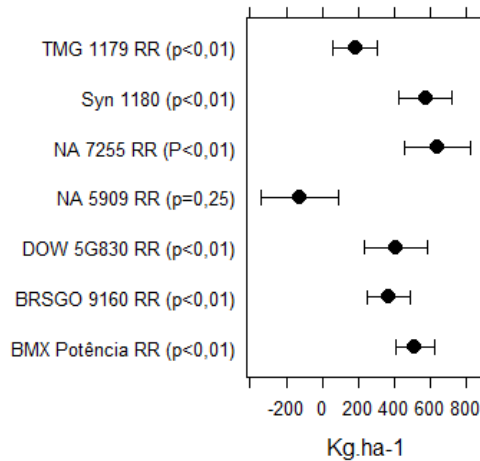


Figura 5.7 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2012/13 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando cultivar como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

Na safra 2013/14 foram considerados 15 ensaios totalizando 119 medidas de efeito. A medida metanalítica apresentou estimativa média de incremento de produtividade de 307,59 Kg.ha⁻¹ e intervalo de confiança variando de 253,88 a 361,3 Kg.ha⁻¹ (Tabela 5.5).

Tabela 5.5 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2013/14.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Efeitos							
aleatórios	15	119	307,59	27,41	361,31	253,88	<0,0001
Efeitos Fixos	15	119	393,28	8,88	410,69	375,88	<0,0001

K (número de entradas analisadas), média de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade (kg.ha⁻¹), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

As medidas de heterogeneidade indicaram variação significativa e alta nos efeitos, como apresentado na Tabela 5.6. Contudo, os dados de amplitude

do intervalo de confiança das medidas metanalíticas apontam maior precisão nas estimativas (BORENSTEIN et al., 2009). A heterogeneidade em questão pode ser atribuída à alta variação observada dentro dos estudos, isso é, houve variação entre as repetições.

Ao se considerar a variação total do ensaio, dada pelo quadro ou pelo coeficiente de variação (CV), o pesquisador dilui a variação total por todos os tratamentos, suavizando a variação daqueles tratamentos que apresentaram alta variação e superestima a variação para aqueles tratamentos que apresentaram baixa variação. Como a metanálise utiliza o inverso da variância para ponderar os estudos, tratamentos que possivelmente apresentariam resultados precisos são afetados pela inflação da variância.

Tabela 5.6 - Valores de heterogeneidade de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2013/14.

Modelo	Heterogeneidade				
	P valor	Q	H ²	Tau	I ² (%)
Efeitos aleatórios	<0,0001	772,29	7,54	251,18	86,73
Efeitos Fixos	<0,0001	772,29			

Teste Q (heterogeneidade entre os estudos), H² (índice de heterogeneidade proposto Higgins & Thompson), Tau (variância entre os estudos), I² (relação entre a heterogeneidade explicada e a não explicada).

Fonte: o próprio autor

Todos os produtos utilizados apresentaram resposta positiva na produtividade (Figura 5.8). O fungicida Carbendazim apresentou a menor estimativa de incremento com 203,22 e intervalo variando de 137,92 a 268,55 Kg.ha⁻¹. Os resultados corroboram com os de Meyer et al. (2013) que citam que o fungicida carbendazim (grupo dos benzimidazóis) apresentou a menor eficiência de controle nos dois locais de condução do estudo, Nova Xavantina e Porangatu, região Centro-Oeste.

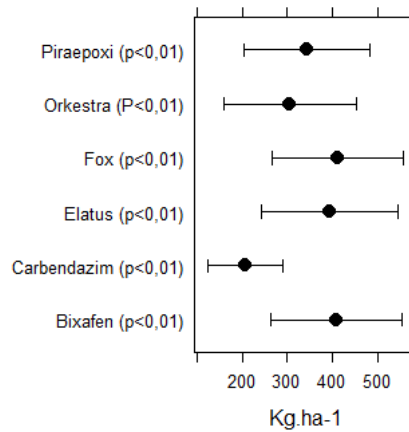


Figura 5.8 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2013/14 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando fungicidas como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

As cultivares TMG 803, BMX Potência RR, NA 5909 RR e TMG 1179 RR não apresentaram resposta em incremento de produtividade com a aplicação de fungicidas (Figura 5.9).

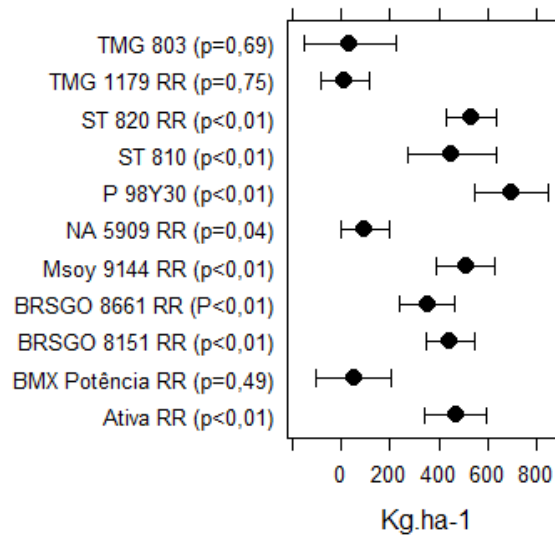


Figura 5.9 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2013/14 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando cultivar como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

Os resultados podem estar associados ao nível de resistência das cultivares, como o apresentado para cultivar BMX Potência RR corroborado com os resultados de Teramoto et al. (2013a) e apoiados pela medida metanalítica de incremento de produtividade para moderadora fungicidas, como também pode estar associada a condição de baixa pressão de doença, como já apresentado nos resultados do subgrupo safra 2012/13.

O subgrupo safra 2014/15 também apresentou estimativa de incremento em produtividade com a aplicação de fungicidas, com média de 320,13 Kg.ha⁻¹ e intervalo de 261,24 a 379,02 Kg.ha⁻¹ de incremento (Tabela 5.7).

Tabela 5.7 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2014/15.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Efeitos aleatórios	16	152	320,13	30,05	379,02	261,24	<0,0001
Efeitos Fixos	16	152	327,38	7,82	342,71	312,05	<0,0001

K (número de entradas analisadas), média de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade (kg.ha⁻¹), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

A heterogeneidade foi considerada alta com índice I² de 92,59% (Tabela 5.8). Desta forma foram incorporadas as moderadoras *fungicida* e *cultivar*.

Tabela 5.8 - Valores de heterogeneidade de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2014/15.

Modelo	Heterogeneidade				
	P valor	Q	H ²	Tau	I ² (%)
Efeitos aleatórios	<0,0001	1973,83	13,5	351,96	92,59
Efeitos Fixos	<0,0001	1973,83			

Teste Q (heterogeneidade entre os estudos), H² (índice de heterogeneidade proposto Higgins & Thompson), Tau (variância entre os estudos), I² (relação entre a heterogeneidade explicada e a não explicada)

Fonte: o próprio autor

Apenas a mistura Azoxistrobina + ciproconazol (PRIORI XTRA®) não apresentou incremento de produtividade (Figura 5.10). O aumento da dose de ingrediente ativo mancozeb (UNIZEB GOLD®) de 1125 para 1500 g i.a ha⁻¹ não acarretou em aumento na produtividade safra 2014/15. A maior estimativa de incremento foi apresentada pela mistura tripla Bixafen+protioconazol+trifloxistrobina com rendimentos superiores a 400 kg.ha⁻¹.

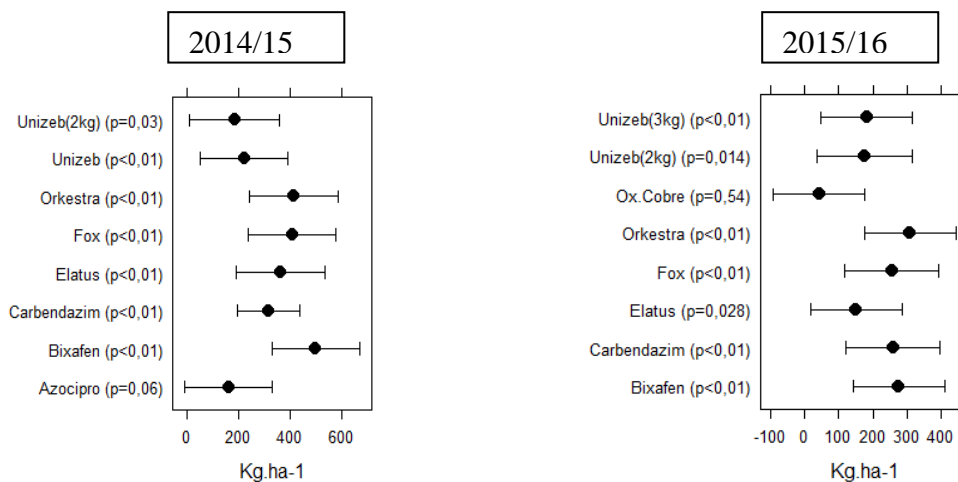


Figura 5.10 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo nas safras 2014/15 e 2015/16 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando *fungicida* como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

As cultivares SYN 075 e M8210 apresentaram as maiores estimativas de incremento com a aplicação de fungicidas, sendo consideradas altamente suscetíveis ao fungo *Corynespora cassiicola* (Figura 5.11).

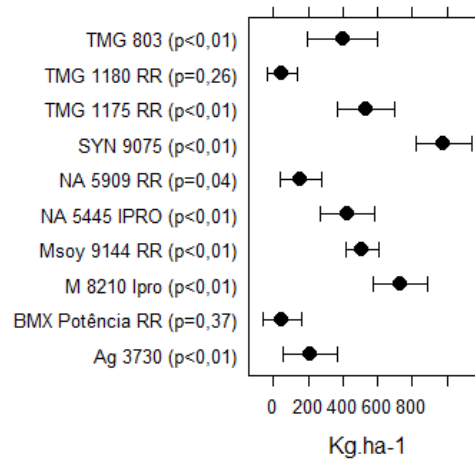


Figura 5.11 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2014/15 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando *cultivar* como moderador de efeito.

O subgrupo safra 2015/16 também apresentou a menor estimativa de incremento em produtividade com a aplicação de fungicidas, com média de 206,91 Kg.ha⁻¹ e intervalo de 257,07 a 156,74 Kg.ha⁻¹ de incremento (Tabela 5.9).

Tabela 5.9 - Medida metanalítica de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2015/16.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Efeitos							
aleatórios	12	104	206,91	25,59	257,07	156,74	<0,0001
Efeitos Fixos	12	104	172,23	8,85	189,57	154,88	<0,0001

K (número de entradas analisadas), média de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade (kg.ha⁻¹), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

Do total de 104 medidas de efeito inseridas na metanálise, 48 apresentaram severidade na testemunha alta, chegando a níveis de 80 %. Os

resultados de heterogeneidade indicam alta variação nos efeitos (Tabela 5.10), porém inferior as condições de severidade baixa e moderada.

Tabela 5.10- Valores de heterogeneidade de estudos da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja conduzidos na safra 2015/16.

Modelo	Heterogeneidade				
	P valor	Q	H ²	Tau	I ² (%)
Efeitos aleatórios	<0,0001	616,86	6,91	229,01	85,53
Efeitos Fixos	<0,0001	616,86			

Teste Q (heterogeneidade entre os estudos), H² (índice de heterogeneidade proposto Higgins & Thompson), Tau (variância entre os estudos), I² (relação entre a heterogeneidade explicada e a não explicada)

Fonte: o próprio autor

Os resultados demonstram que os produtos de ação multissítios Oxicloreto de cobre e Mancozebe (1500 g i.a ha⁻¹) novamente não apresentaram resposta em incremento de produtividade. Estudos utilizando fungicidas com ação multissítio indicam resultados contrários ao observados. Silva et al. (2015) trabalhando com controle de ferrugem asiática da soja verificaram que o ingrediente ativo Mancozebe é eficiente no controle da doença e resposta em produtividade. Os resultados do presente estudo podem estar associados a redução de produtividade causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* ser menor que as causadas pelo fungo *Phakopsora pachyrhizi*. Dessa forma, para que o fungicida apresente contribuição significativa em produtividade é necessário que o controle seja alto.

A mistura Azoxistrobina + bezovindiflupyr (Elatus®) diferente da safra anterior não apresentou controle efetivo e resposta em produtividade. O resultado pode estar associado as condições gerais de severidade em cada safra e também a fatores presentes no banco de dados que estão afetando a medida de efeito e ainda não foram explorados ou incorporados ao modelo. Destaca-se a mistura piraclostrobina + fluxapyroxad (Orkestra®) com a maior estimativa de incremento, mantendo desempenho semelhante também na safra 2014/15, corroborados com Godoy et al. (2014, 2015, 2016)

Entre os subgrupos analisados a moderadora cultivar apresentou a menor amplitude do intervalo de confiança garantindo estimativa mais precisa do

verdadeiro efeito. Para a moderadora cultivar a heterogeneidade foi considerada baixa ($I^2 = 28,09\%$) demonstrando que houve considerável explicação dos fatores que interferem a medida de efeito. Tal fato pode ser confirmado pela amplitude no intervalo de confiança das medidas metanalíticas, representados pelas barras horizontais. Quanto menor a barra, menor a variação e maior a precisão (Figura 5.11).

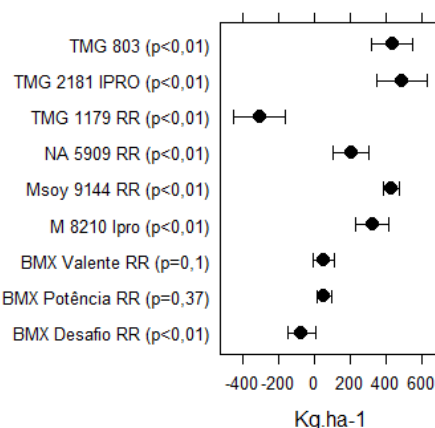


Figura 5.11 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo na safra 2015/16 inseridos na metanálise de modelos mistos utilizando *cultivar* como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

A aplicação de fungicidas não apresentou efeito quando aplicado em ensaios semeados com as cultivares BMX Potência RR e BMX Valente RR, isso é, não apresentaram resposta em incremento mostrando moderado nível de sensibilidade da cultivares ao fungo como já citado. Em ensaios que apresentavam semeadas as cultivares TMG 1179 RR e BMX Desafio RR, o controle químico não apresentou efeito positivo na produtividade indicando baixo nível de sensibilidade das cultivares. Para essas condições as estimativas apresentaram valores negativos com a aplicação de fungicidas, isso é, a testemunha sem aplicação apresentou produtividade igual ou superior ao tratamento com aplicação de fungicida.

Em geral, os subgrupos formados apresentaram características distintas entre si, confirmando sua aplicação. Borenstein et al.(2009) e Cheung e Vijayakumar (2016) explicam que ao se selecionar subgrupos distintos busca-se obter características de homogeneidade de efeito que assegurem estimativas mais precisas do verdadeiro efeito. Os subgrupos formados pelas safras apresentaram

fatores que afetaram as medidas metanalíticas e que foram explicados pela incorporação de variáveis moderadoras.

Embora, não tenha sido considerada como moderadora de efeito, por apresentar baixo número de medidas de efeito para cada subgrupo, a severidade na testemunha mostrou-se fator determinante na estimativa da medida de efeito.

A incorporação de estudos que só apresentaram severidade baixa (<15%) nos modelos de efeito deslocaram as estimativas das variáveis levando a conclusões errôneas e imprecisas. Assim, foram formados novos subgrupos baseados na severidade da doença na testemunha.

5.6 CONCLUSÃO

Conclui-se que ao não existir redução de incremento de produtividade em resposta a aplicação de fungicidas no controle de mancha-alvo ao longo das safras 2011/12 a 2015/16.

6 ARTIGO D: RELAÇÃO ENTRE SENSIBILIDADE DA CULTIVAR E SEVERIDADE DE MANCHA-ALVO NA REDUÇÃO DE PRODUTIVIDADE DE SOJA

6.1 RESUMO

Dentre os principais fatores que limitam a produção estão as doenças. A mancha-alvo causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* é encontrada em todas as regiões produtoras de soja no Brasil, podendo sobreviver em restos culturais e ser transmitida via sementes. Entre os métodos de controle estão o uso de cultivares resistentes/tolerantes e o controle químico. Os fungicidas registrados para controle da doença são testados pela rede de ensaios cooperativos organizados pela Embrapa. Resultados de ensaios apresentam variações de eficiência de controle e rendimento em produtividade, impossibilitando a elaboração de conclusões precisas sobre o método de controle. Tendo em vista a incerteza nas características que envolvem o controle de mancha-alvo da soja no Brasil, objetivou-se demonstrar através do uso de metanálise o efeito da sensibilidade de cultivares ao fungo *C. cassiicola* avaliando-se a redução de produtividade e diferentes níveis de severidade da doença, além do ganho de produtividade do controle químico com fungicidas para cada nível de sensibilidade da cultivar. Para isso foi utilizada a técnica conhecida como metanálise. A técnica consiste na síntese estatística de resultados de estudos independentes. Os dados utilizados fazem parte dos ensaios cooperativos de mancha-alvo, conduzidos entre as safras 2011/12 a 2015/16. A variável resposta utilizada foi produtividade, calculada a partir da diferença entre tratamento e testemunha. A medida de dispersão foi dada pela variância de cada tratamento. Os resultados indicaram que os fungicidas utilizados para o controle da mancha-alvo contribuíram em produtividade, quando utilizados em cultivares com alta e moderadamente sensibilidade e em condições de severidade moderada (15 a 30%) e alta (>30%), não apresentando resposta em cultivares não sensíveis. Através do uso de modelos metanalíticos concluiu-se que o controle químico de mancha-alvo da soja promove acréscimo de produtividade em condições de alta severidade da doença (>30%) ou para cultivares que apresentam alta sensibilidade ao fungo *Corynespora cassiicola*.

Palavras-chave: *Corynespora cassiicola*. *Glycine max*. Tolerância. Ensaios cooperativos.

6.2 ABSTRACT

Among the main factors that limit production are diseases. The target spot caused by the fungus *Corynespora cassiicola* is found in all soybean producing regions in Brazil, being able to survive in cultural remains and be transmitted via seeds. Among the control methods are the use of resistant / tolerant cultivars and chemical control. The registered fungicides for disease control are tested by the network of cooperative trials organized by Embrapa. Test results show variations in control efficiency and productivity yield, making it impossible to draw precise conclusions about the control method. Considering the uncertainty in the characteristics that involve the control of soya bean target in Brazil, the objective was to demonstrate through the use of meta-analysis the effect of the sensitivity of cultivars to the fungus *C. cassiicola* evaluating the reduction of productivity and different levels Of severity of the disease, besides the gain of the chemical control productivity with fungicides for each sensitivity level of the cultivar. For this the technique known as meta-analysis was used. The technique consists of the statistical synthesis of results from independent studies. The data used are part of the cooperative target-spot trials carried out between the 2011/12 and 2015/16 season. The response variable used was productivity, calculated from the difference between treatment and control. The dispersion measure was given by the variance of each treatment. The results indicated that the fungicides used for the control of the target spot contributed to productivity when used in cultivars with high and moderate sensitivity and in conditions of moderate (15 to 30%) and high (> 30%) severity, with no response In non-sensitive cultivars. Through the use of meta-analytic models it was concluded that the chemical control of soybean target spot promotes an increase of productivity in conditions of high disease severity (> 30%) or for cultivars with high sensitivity to the *Corynespora cassiicola*.

Key words: *Corynespora cassiicola*. *Glycine max*. Tolerance. Cooperative trials.

6.3 INTRODUÇÃO

A mancha-alvo da soja é causada pelo fungo *Corynespora cassiicola* (Berk. & M.A. Curtis) C.T. Wei. identificado inicialmente no Brasil, em 1974 no estado do Paraná, e posteriormente no estado de São Paulo (ALMEIDA et al., 1976), sendo em 1988 relatado nos Estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e do Rio Grande do Sul (YORINORI, 1989), e no cerrado na década de 90, atingindo praticamente todas as regiões de cultivo do Brasil (GODOY et al., 2012; 2013).

O fungo sobrevive em restos culturais e é capaz de infectar diversas culturas de interesse agrônômico, como feijão, soja, algodão, além de espécies de plantas daninhas, como trapoeraba (*Commelina bengalensis* L), lantana (BARRETO et al., 1995; PEREIRA et al., 2003; PASSOS et al., 2010) e o assa-peixe (CUTRIM; SILVA, 2003; OLIVEIRA et al., 2007), podendo ainda ser transmitido via semente. Entre as estratégias de manejo, segundo Almeida et al. (2005), estão o uso de cultivares resistentes, tratamento de sementes, rotação/sucessão de culturas utilizando poaceas como milho (não hospedeira), e o controle químico da parte aérea com fungicidas.

No mercado já existem cultivares que apresentam resistência parcial/tolerância ao fungo *Corynespora cassiicola*, entretanto, a maioria das são suscetíveis e podem sofrer severa desfolha e redução de produtividade (ALMEIDA et al., 2005). Godoy e Canteri (2004) citam que a baixa disponibilidade de cultivares resistentes conduz o manejo de controle da doença para o uso de fungicidas.

Entre os fungicidas registrados para o controle de mancha-alvo da soja no Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), portal AGROFIT, estão os grupos dos benzimidazóis, triazóis e estrobilurinas. Testes de eficiência de controle são realizados pela rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo da soja. Contudo, resultados contrastantes tem transformado o manejo da doença em uma incógnita, impossibilitando o planejamento e a tomada de decisão. Para esclarecer tais perguntas, técnicas estatísticas como a metanálise podem fornecer evidências sobre o verdadeiro desempenho de controle e os fatores que o interferem.

A metanálise, segundo Cheung e Vijayakumar (2016) é uma técnica amplamente aceita para síntese de resultados de ensaios em diversas áreas. A técnica vem se tornando padrão em diversas áreas para sumarizar resultados de

diferentes estudos (GLASS, 1976; MADDEN; PAUL, 2011; MADDEN et al.,2016). Segundo Lovatto et al. (2007) no domínio agrícola, o número de estudos envolvendo metanálise tem aumentado nos últimos anos, sinalizando que o procedimento pode se tornar rotina nesse campo da ciência. Madden, Piepho e Paul (2016) citam que esse crescimento tem ocorrido principalmente para estudos com o controle com fungicidas.

Basicamente, a técnica consiste na síntese estatística de resultados de uma série de estudos independentes (BORENSTEIN et al., 2009), onde o objetivo segundo Viechtbauer (2010) é agregar e contrastar os resultados de vários estudos relacionados. Ramalho (2005) resume em um estudo observacional de evidências baseadas em métodos estatísticos. Os métodos estatísticos empregados na metanálise asseguram a obtenção de uma estimativa combinada e precisa, sobretudo em virtude do aumento do número de observações e, conseqüentemente, do poder estatístico.

Tendo em vista a incerteza nas características que envolvem o controle de mancha-alvo da soja no Brasil, objetivou-se demonstrar através do uso de metanálise o efeito da sensibilidade de cultivares ao fungo *C. cassiicola* avaliando-se a redução de produtividade e diferentes níveis de severidade da doença, além do ganho de produtividade do controle químico com fungicidas para cada nível de sensibilidade da cultivar.

6.4 MATERIAL E MÉTODOS

Para investigar a relação entre severidade de mancha-alvo e redução de produtividade, foram utilizados as técnicas de modelos de efeitos mistos e aleatórios. Os dados foram obtidos a partir dos ensaios cooperativos de controle de mancha-alvo, conduzidos pela Embrapa entre as safras 2011/12 a 2015/16.

Na metanálise, basicamente, são necessários uma medida de efeito e outra de variabilidade ou dispersão dos dados. A medida de efeito foi obtido a partir da diferença de produtividade entre a testemunha (sem aplicação) e o tratamento com aplicação de fungicidas. A dispersão de dados utilizada foi a variância. Os dados foram explorados a partir da formação de subgrupos baseados no nível de severidade na testemunha em R6.

6.4.1 Subgrupo Severidade Baixa

O subgrupo formado pelas medidas de efeito que apresentaram severidade da testemunha em R5/R6 foi composto por 16 estudos totalizando 133 entradas. Para explorar as evidências os subgrupos foram formados com ensaios contendo relatos de incidência de ferrugem e ensaios sem relatos (Figura Organograma). Relatos de campo dos colaboradores da rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo indicam que a presença de ferrugem asiática é constante e representa fator de confundimento nas estimativas de controle e danos da mancha-alvo. Em virtude disso, o presente estudo procurou exaustivamente explorar o fator e sua influência nos parâmetros que dizem respeito à mancha-alvo.

A distribuição das medidas de efeito indica tendência de incremento de produtividade mesmo em situações de baixa severidade (Figura 6.1)

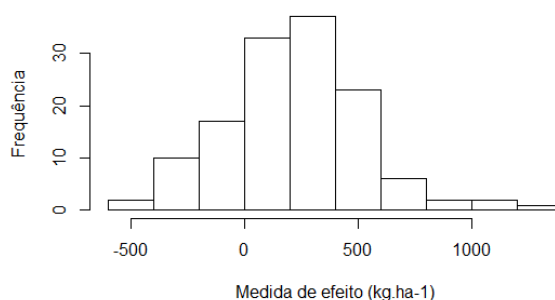


Figura 6.1 - Distribuição da medida de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha baixa (<15%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Resultados da medida metanalítica apontaram incremento médio de 252 Kg.ha⁻¹ com intervalo de confiança variando de 204,86 a 299,14 Kg.ha⁻¹ (Tabela 6.1)

Tabela 6.1 - Medida metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha baixa (<15%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Efeitos aleatórios	16	133	252,00	24,05	299,14	204,86	<0,0001
Efeitos Fixos	16	133	299,40	9,82	318,66	280,14	<0,0001

K (número de entradas analisadas), média de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade (kg.ha⁻¹), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

Os resultados não corroboram com Basso, Bonaldo e Ruffato (2015) trabalhando com a aplicação de fungicidas no controle de mancha-alvo e antracnose, causada pelo fungo *Colletotrichum truncatum* (Schwein.) Andrus & W.D. Moore. Os autores citam que não houve resposta significativa em produtividade com o controle químico das doenças. Isso é, ao se realizar a análise de variância e teste

F, não foi possível rejeitar a hipótese de nulidade e conseqüentemente conclui-se que não existiu diferença significativa entre os tratamentos. Os autores atribuíram o resultado a baixa ocorrência da doença.

Contudo, a área abaixo da curva de progresso da doença (AACPD) apresentou diferença significativa entre os tratamentos. O exposto demonstra que o teste estatístico não apresentou poder (ou sensibilidade) para sinalizar os efeitos da aplicação de fungicida e controle de doenças. Nesse sentido, a metanálise pode ser considerada análise estatística superior, permitindo ao pesquisador explorar evidências que não seriam possíveis em estudos independentes.

Salam et al. (2013) citam que ao se analisar um experimento conduzido em situações particulares não é possível o conhecimento do todo. Os autores ressaltam a importância de estudos de metanálise. Como exemplo, em seu estudo, verificaram que o controle de manchas foliares do trigo no sudoeste da Austrália com fungicidas contribui com a não redução de produtividade e que a resposta varia entre as estações de cultivo. Silva et al. (2017) avaliando a resposta do controle químico de doenças do milho também verificaram resposta positiva em produtividade que é influenciada por fatores como produto, número de aplicações, nível de severidade entre outros.

Os fatores que podem interferir no verdadeiro efeito produtivo, avaliados através da heterogeneidade, foram considerados moderados de acordo com I^2 igual a 78,93% (Tabela 6.2).

Tabela 6.2 - Valores de Heterogeneidade de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com severidade na testemunha baixa (<15%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Modelo	Heterogeneidade				
	P valor	Q	H ²	Tau	I ² (%)
Efeitos aleatórios	<0,0001	594,60	4,75	220,58	78,93
Efeitos Fixos	<0,0001				

Teste Q (heterogeneidade entre os estudos), H² (índice de heterogeneidade proposto Higgins & Thompson), Tau (variância entre os estudos), I² (relação entre a heterogeneidade explicada e a não explicada)

Fonte: o próprio autor

6.4.2 Subgrupo Severidade Moderada

A distribuição das medidas de efeito para o subgrupo de severidade moderada (15 a 30%) apresentou 29 medidas de efeito em que não houve incremento de produtividade com a aplicação de fungicidas. A tendência de resposta positiva em produtividade é apresentada na Figura 6.2.

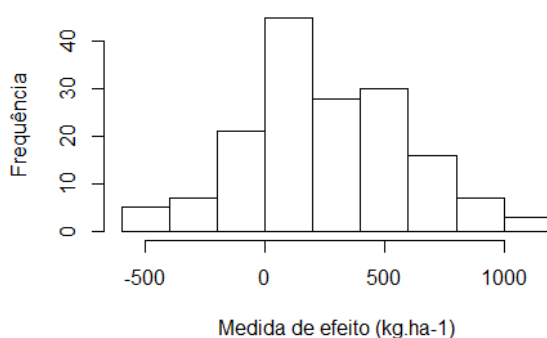


Figura 6.2 - Distribuição da medida de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com *severidade na testemunha* moderada (15 a 30 %) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

A medida metanalítica utilizando modelo de efeitos aleatórios apresentou incremento médio de 280,35 Kg.ha⁻¹ e intervalo de 226,04 a 334,67 Kg.ha⁻¹ com a aplicação de fungicidas (Tabela 6.3). O modelo de efeito fixo apresentou estimativa de 408,63 Kg.ha⁻¹, superior ao modelo de efeitos aleatórios.

Tabela 6.3 - Medida metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com *severidade na testemunha* moderada (15 a 30%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Efeitos aleatórios	19	162	280,35	24,05	334,67	226,04	<0,0001
Efeitos Fixos	19	162	408,63	7,32	422,97	394,29	<0,0001

K (número de entradas analisadas), média de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade (kg.ha⁻¹), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

A diferença encontrada entre os dois modelos sinaliza que não existe um efeito verdadeiro comum a todas as medidas, ou seja, a resposta verdadeira em produtividade ao controle químico não foi a mesma em todas as entradas. Nesse caso a variação entre as medidas é superior à variação esperada ao acaso. Cheung e Vijayakumar (2016) citam que estimativas próximas entre os dois modelos demonstram que existe o efeito verdadeiro comum entre as medidas de efeito. Os resultados para o teste de heterogeneidade indicam alta variação ($I^2 = 91,14\%$) (Tabela 6.4) corroborada com as diferenças apresentadas nas estimativas do modelo de efeitos aleatório e fixo.

Tabela 6.4 - Valores de heterogeneidade de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com *severidade na testemunha* moderada (15 a 30%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Modelo	Heterogeneidade				
	P valor	Q	H ²	Tau	I ² (%)
Efeitos aleatórios	<0,0001	1741,11	11,29	302,20	91,14
Efeitos Fixos	<0,0001				

Teste Q (heterogeneidade entre os estudos), H² (índice de heterogeneidade proposto Higgins & Thompson), Tau (variância entre os estudos), I² (relação entre a heterogeneidade explicada e a não explicada)

Fonte: o próprio autor

6.4.3 Subgrupo Severidade Alta

Já a distribuição das medidas de efeito para o subgrupo severidade alta indica visualmente que o efeito da aplicação de fungicidas na produtividade é maior em relação aos subgrupos com severidade baixa e moderada (Figura 6.3). Do total de 242 medidas de efeito que compõem o subgrupo, apenas 16 não apresentaram resposta em produtividade.

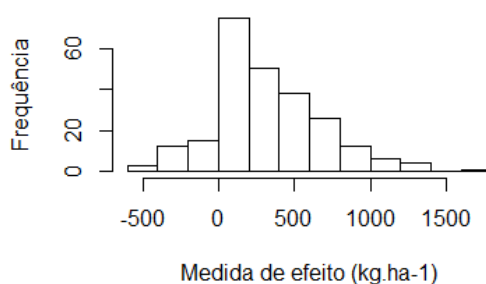


Figura 6.3 - Distribuição da medida de efeito (D) de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com *severidade na testemunha* alta (>30%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Fonte: o próprio autor

A medida metanalítica apresentou acréscimo médio de 331,14 Kg.ha⁻¹ com intervalo de confiança variando de 285,57 a 376,71 Kg.ha⁻¹ (Tabela 6.5). A estimativa de incremento é o maior entre os três subgrupos de severidade indicando tendência linear de redução de produtividade da doença.

Tabela 6.5 - Medida metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com *severidade na testemunha* alta (>30%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Modelo	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Efeitos aleatórios	28	242	331,14	14,24	376,71	285,57	<0,0001
Efeitos Fixos	28	242	334,36	6,17	346,44	322,28	<0,0001

K (número de entradas analisadas), média de produtividade, SE (erro padrão), limite superior e inferior do intervalo de confiança da estimativa das análises dos dados de diferença de produtividade ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$), P-valor (nível de significância do estudo).

Fonte: o próprio autor

Outro ponto é proximidade entre a estimativa para modelo de efeito aleatório ($331,14 \text{ Kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) e modelo de efeito fixo ($334,36 \text{ Kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) indicando de incremento de produtividade apresentada possui um efeito verdadeiro comum entre todas as medidas de efeito inseridas na metanálise do subgrupo. Contudo, os índices de heterogeneidade indicaram variação alta nas análises (Tabela 6.6).

Tabela 6.6 - Valores de heterogeneidade de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo com *severidade na testemunha* alta (>30%) entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Modelo	Heterogeneidade				
	P valor	Q	H ²	Tau	I ² (%)
Efeitos aleatórios	<0,0001	2887,68	12,55	327,05	92,03
Efeitos Fixos	<0,0001				

Teste Q (heterogeneidade entre os estudos), H² (índice de heterogeneidade proposto Higgins & Thompson), Tau (variância entre os estudos), I² (relação entre a heterogeneidade explicada e a não explicada)

Fonte: o próprio autor

A heterogeneidade presente nos estudos pode ser atribuída, entre outros, a presença de ferrugem asiática relatada em alguns ensaios, e outros fatores inerentes aos estudos inseridos como a eficiência dos fungicidas apresentados por Ribeiro et al. (2016) e Godoy et al. (2013, 2014, 2015).

Em condições de alta severidade (>30%) através dos resultados da metanálise de modelos mistos foi constatado que a mancha-alvo da soja causou redução média de $331,14 \text{ Kg}\cdot\text{ha}^{-1}$, nessas condições as diferenças de eficiência entre os fungicidas tornaram-se evidentes, explicando o resultado de alta heterogeneidade segundo índice I². Isso ocorre, pois os efeitos verdadeiros dos fungicidas, isso é, a resposta em produtividade com aplicação de cada fungicida no controle de mancha-alvo da soja, tornou-se mais evidente.

6.4.4 Subgrupo Severidade – Moderadoras Com Relatos de Ferrugem Asiática

A moderadora *safra* foi incorporada ao modelo para explicar a variação nos efeitos verdadeiros. Os resultados indicaram que para as safras 2012/13 e 2013/14 em condições de severidade baixa (<15%) não houve resposta do controle químico no controle de mancha-alvo (Figura 6.4).

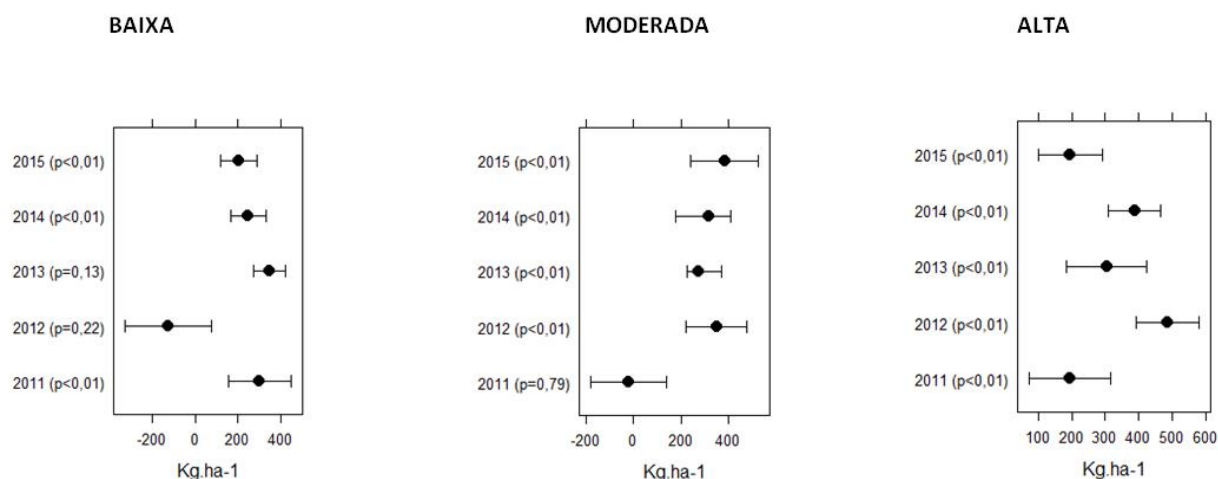


Figura 6.4 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo entre as safras 2011/12 a 2015/16 utilizando *safra* como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

Para os subgrupos de severidade moderada e alta houve estimativa de incremento em produtividade para aplicação de fungicidas. Contudo, considerando a incidência de ferrugem asiática em alguns ensaios, as estimativas de controle podem estar sendo superestimadas devido ao efeito de controle da ferrugem pelos fungicidas, visto que, a maioria dos fungicidas utilizados nas safras 2014/15 e 2015/16 apresenta eficiência de controle de produtos ferrugem asiática apresentadas em Godoy et al. (2016b).

Os resultados de incremento de produtividade com aplicação de fungicidas apresentados na Figura 6.5 indicam que o controle, em geral, foi significativo em condições de alta severidade de doença (>30%). Indiretamente é possível afirmar que, em níveis maiores de severidade a doença causa redução de produtividade e assim a aplicação de fungicidas e redução de severidade resultam em incrementos de produtividade. Em situações de menor severidade (<30%), a

resposta em produtividade com os fungicidas não foi significativa, pois o fungo não causa reduções significativas de produtividade não justificando a aplicação de fungicidas para o controle específico da doença.

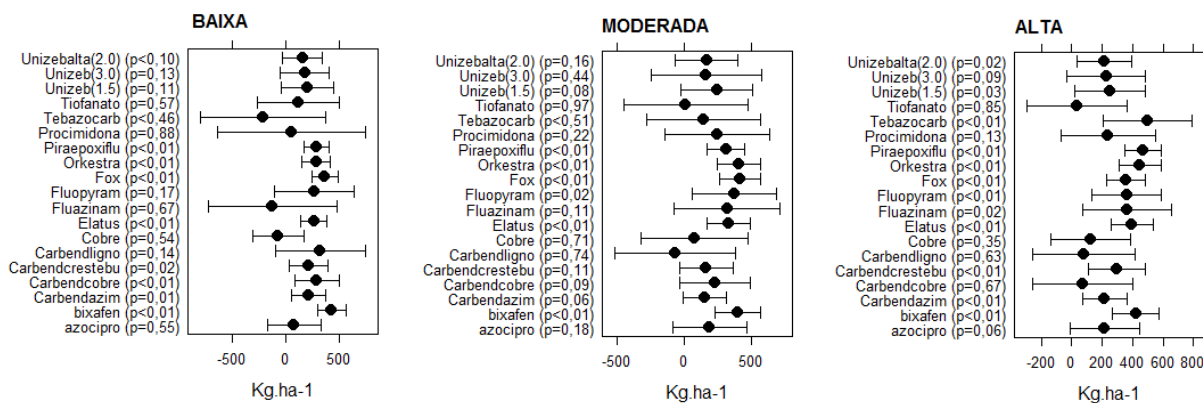


Figura 6.5 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo entre as safras 2011/12 a 2015/16 utilizando *fungicida* como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

Entre os fungicidas que apresentaram resposta significativa nos três subgrupos estão piraclostrobina + fluxapyroxad (Orkestra®), trifloxistrobina + protioconazol (Fox®) e a mistura tripla piraclostrobina + fluxapyroxad + epoxiconazol. Os resultados corroboram com Godoy et al. (2015, 2016) que apresentam redução significativa de severidade e produtividade superior nos tratamentos com esses produtos. Na análise, os fungicidas citados apresentaram ainda as menores amplitudes para a medida metanalítica, assegurando que a estimativa de efeito é precisa, próxima do efeito verdadeiro.

A mistura Azoxistrobina + bezovindiflupyr (Elatus ®) segundo os resultados apresentados para estudos com relatos de ocorrência de ferrugem asiática apresentou estimativa de aumento de produtividade com a aplicação no controle de mancha-alvo da soja. O resultado não corrobora com Godoy et al. (2015, 2016a) que observaram menor eficiência de controle e maior redução de produtividade quando comparado as misturas citadas acima.

As cultivares utilizadas como moderadoras de efeito apresentaram menor amplitude no intervalo de confiança das estimativas, corroborados com os resultados dos índices de heterogeneidade (Figura 6.6). O fato pode estar associado

à explicação dos efeitos pela moderadora cultivar e a baixa variação nos efeitos verdadeiros.

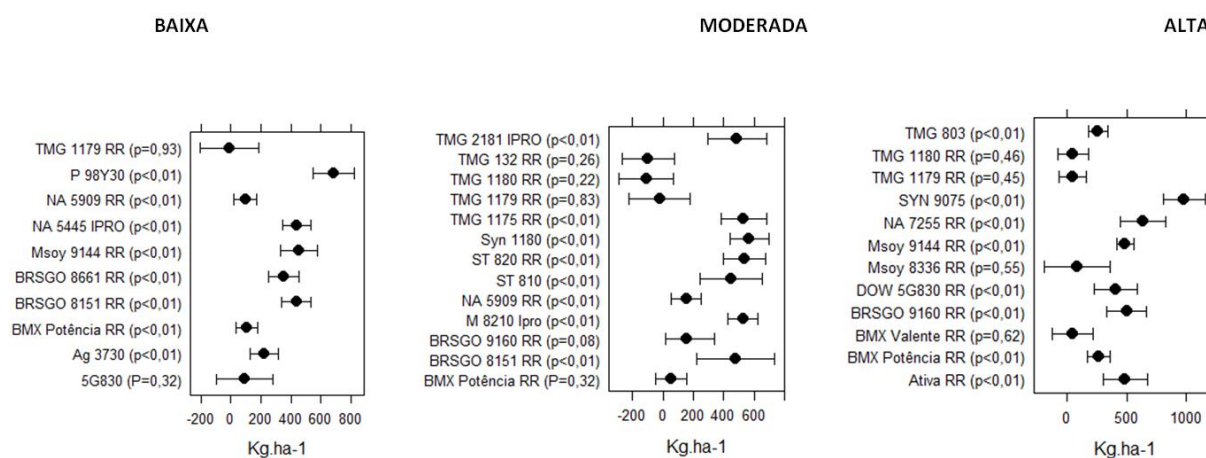


Figura 6.6 - Estimativa metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo entre as safras 2011/12 a 2015/16 utilizando cultivar como moderador de efeito.

Fonte: o próprio autor

Considerando que cultivares resistentes/tolerantes não apresentam redução de produtividade com a presença da doença, e conseqüentemente a aplicação de fungicidas não afetará a produtividade. Os Resultados da metanálise apontam que as cultivares TMG1180 RR, TMG1179 RR, Msoy 8336 RR e BMX Valente RR apresentam baixa sensibilidade ao fungo *Corynespora cassiicola*. A cultivar SYN 9075 apresentou a maior resposta ao controle químico, sendo considerada altamente sensível.

A cultivar BMX Potência apresentou-se moderadamente sensível por apresentar resposta ao controle com fungicidas apenas em condições de alta severidade apenas, corroborando com o apresentado por Teramoto et al.(2013a). Todas as cultivares em questão não apresentam resistência à ferrugem asiática relatada.

Os resultados não corroboram com Fortunato et al. (2015) que citam que a cultivar TMG 132 RR é suscetível (sensível) ao fungo. Os autores utilizaram a cultivar como padrão de suscetibilidade a *C. cassiicola* e avaliaram características bioquímicas relacionadas ao mecanismo de defesa da planta, como a ativação de quitinases, glucanases, fenol-amino-anila quinase, peroxidases entre outras, ligados a cultivares resistentes e sensíveis. No mesmo estudo, severidade, Área abaixo da curva de progresso da doença (AACPD) e número de lesões por cm² foram

superiores para cultivar TMG 132 quando comparada a FUNDACEP 59 (considerada padrão resistente pelos autores), que ainda apresentou aumento na atividade da polifenol oxidase e concentração de fenóis solúveis.

Entre as moderadoras utilizadas nos modelos, a *cultivar* apresentou maior precisão na estimativa dos efeitos verdadeiros. Os resultados indicam que o controle de mancha-alva da soja está ligado à resistência genético da cultivar. Camargo (2011) enfatiza que o emprego de cultivares resistente constitui método ideal de controle por ser aplicável em grandes áreas e larga escala possuindo baixo impacto ambiental. Henning et al. (2005) citam que além do controle genético, recomenda-se o uso de rotação de culturas com poaceas como o milho.

Sediam, Teixeira e Barros (2009) citam que o melhoramento genético tem contribuído no manejo de doenças, contudo, o avanço na área cultivada pode levar ao surgimento de doenças que não apresentavam importância a causar danos. Camargo (2011) comenta que por conta disso o melhoramento genético é um processo dinâmico, dada a constante alteração das populações de patógenos resistentes. Apesar de o método ser o mais barato e seguro, na busca da inserção de características de resistência a outras doenças como nematoide de cisto e ferrugem asiática da soja as novas cultivares tem reduzido a resistência a mancha-alvo, tornando-se mais suscetíveis.

De acordo com os resultados apresentados para moderadora cultivar, foram formados grupos de acordo com o nível de sensibilidade da cultivar ao patógeno. Ou seja, o quanto uma cultivar responde em redução de produtividade ao ataque do patógeno. Foram consideradas cultivares que apresentaram *Alta sensibilidade* as cultivares Msoy 9144 RR, NA7255, Ativa RR, NA5909 RR. A cultivar SYN 9075 apesar de apresentar incremento de produtividade com a aplicação de fungicidas, não foi utilizada para as análises do subgrupo. O ensaio em que a cultivar foi semeada apresentou relatos de incidência de ferrugem, comprometendo as evidências. As cultivares que apresentaram *moderada sensibilidade* foram BMX Potência, BRSGO 9160 RR e TMG 803. As cultivares BMX Valente, TMG 1179 RR e TMG1180RR foram consideradas *baixa sensibilidade* ou tolerantes. Os resultados apontam diferentes estimativas de crescimento de produtividade com a aplicação de fungicidas no controle de mancha-alvo da soja (Tabela 26).

Tabela 6.7 - Medida metanalítica de estudos conduzidos na rede de ensaios cooperativos de mancha-alvo considerando *níveis de sensibilidade da cultivar* entre as safras de 2011/12 a 2015/16.

Subgrupo Sensibilidade	Estudos	K	Medida de efeito		Intervalo de confiança		P valor
			Média	SE	Limite superior	Limite inferior	
Alta	11	91	331,71	32,26	394,94	268,48	<0,0001
Moderada	17	144	195,29	24,13	242,58	148,01	<0,0001
Alta	6	51	58,47	24,68	103,7	-6,93	0,055

As cultivares consideradas altamente sensíveis apresentaram estimativa de incremento em produtividade superior as estimativas globais de 295,75 e 260,98 Kg.ha⁻¹ com e sem relatos de ferrugem asiática, respectivamente. As cultivares consideradas moderadamente sensíveis apresentou estimativa de 195,29 Kg.ha⁻¹ com intervalo de confiança variando de 148,01 a 242,58 Kg.ha⁻¹.

Já as cultivares que apresentaram baixa sensibilidade, isso é, mesmo com a presença da doença não apresentaram reduções de produtividade acentuadas, não apresentaram incremento de produtividade com a aplicação de fungicidas no controle de mancha-alvo da soja. Dessa forma, a aplicação de fungicidas considerando rendimento em produtividade não é justificada nessas condições.

As medidas diagnóstico (Figura 45, 46 e 47) apresentam os valores de $R_{studentizado}$, Df_{betas} , distância de cook ($cook.d$), pesos atribuídos a cada medida de efeito ($weight$) e outras estatísticas que apresentaram características dos dados. As análise de fungicidas como moderadoras de efeito não foram conduzidas para o subgrupo *sensibilidade da cultivar* devido ao baixo número de entradas disponíveis para a realização da metanálise. Assim, são necessários novos estudos para utilização das moderadoras ou abordagem bayesiana, como citam Mila e Ngugi (2011).

5 CONCLUSÃO

Através do uso de modelos metanalíticos concluiu-se que o controle químico de mancha-alvo da soja promove acréscimo de produtividade em condições de alta severidade da doença (>30%) ou para cultivares que apresentam alta sensibilidade ao fungo *Corynespora cassiicola*. A presença de ferrugem asiática nos ensaios influenciou a contribuição dos fungicidas, superestimando o incremento em produtividade.

7 CONCLUSÃO GERAIS

Através do uso de modelos metanalíticos concluiu-se que o controle químico de mancha-alvo da soja promove acréscimo de produtividade em condições de alta severidade da doença (>30%) ou para cultivares que apresentam alta sensibilidade ao fungo *Corynespora cassiicola*. As formulações Piraclostrobina + fluxapyroxad, Trifloxistrobina + protioconazol, Piraclostrobina + fluxapyroxad + epoxiconazole e Bixafen+ protioconazol+ trifloxistrobina (Bix+Ptz+Tfs 450 SC) apresentaram os maiores ganhos de produtividade, não havendo redução do incremento ao longo dos anos. A presença de ferrugem asiática nos ensaios influenciou a contribuição dos fungicidas, superestimando o incremento em produtividade.

REFERÊNCIAS

- ADAMS, D. C.; GUREVITCH, J.; ROSENBERG, M. S. Resampling tests for meta-analysis of ecological data. **Ecology**, 78(5), 1277–1283. 1997.
- AGUIAR, Frederick Mendes. **Caracterização de isolados de *Corynespora cassiicola* e avaliação da sensibilidade in vitro a fungicidas**. 2015. vii, 109 f., il. Tese (Doutorado em Fitopatologia)— Universidade de Brasília, Brasília, 2015.
- AGRIOS, G. N. **Plant Pathology**. 5TH. San Diego: Academic Press, 2005. 922p.
- ALMEIDA, A. M. R.; MACHADO, C. C.; FERREIRA, L. P.; LEHMAN, O. S.; ANTONIO, H. Ocorrência de *Corynespora cassiicola* no Estado de São Paulo. **Fitopatologia Brasileira**, São Paulo, v. 1, p. 111-112, 1976(a).
- ALMEIDA, A. M. R.; YAMASHITA J. Crescimento e esporulação de *Corynespora cassiicola* (Berk & Curt.) Wei em diferentes meios de cultura. **Fitopatologia Brasileira**, v. 1, p. 203-206, 1976 (b).
- ALMEIDA, A. R.; FERREIRA, L. P.; YORINORI, J. T.; SILVA, J. F. V.; HENNING, A. A.; GODOY, C. V.; COSTAMILAN, L. M.; MEYER, M. C. Doenças da Soja. In: KIMATI, H.; AMORIM, L.; BERGAMIN FILHO, A.; CAMARGO, L. E. A.; REZENDE, J. A. M. **Manual de fitopatologia: doenças das plantas cultivadas**. 4. Ed. São Paulo: Agronômica Ceres, 2005, v.2, p. 569-588.
- AVOZANI, A.; REIS, E. M; TONIN, R. B. Perda da sensibilidade de *Corynespora cassiicola*, isolado de soja, ao fungicida carbendazim. **Summa Phytopathologica**, v.40, n.2, p.273-276, 2014.
- BARBIN, D. **Planejamento e análise estatística de experimentos agronômicos**. 2 ed. Londrina, Macenas, 2013. 214 p.
- BARBOSA, G. F.; DA CRUZ CENURION, M. A. P.; MARIN, B. T.; BARBOSA, G. F. Effect of reduced fungicide doses on control of soybean Asian rust and bean yield. **Interciência**, v. 38, p. 347–352. 2013.

BARRETO, R. W.; EVANS, H. C.; ELLISON, C. The mycobiota of the weed Lantana camara in Brazil, with particular reference to biological control. **Mycol. Res.**, v. 99, n. 7, p. 769-782, 1995.

BASSO, P.; BONALDO, S. M.; RUFFATO, S. Avaliação de fungicidas no controle de antracnose e mancha alvo, e no rendimento da cultura da soja. **Scientia Agraria Paranaensis – SAP**, v. 14, n. 3, jul./set., p. 191-199, 2015.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Estatísticas de comércio exterior do agronegócio brasileiro**. Disponível em: <agrostat.agricultura.gov.br />. Acesso em : 29 ago. 2015.

BLAZQUEZ, C. H. Target spot. In: JONES, J. B.; JONES, J. P.; STALL, R. E.; ZITTER, T. A. **Compendium of tomato diseases**. St. Paul: APS Press, 1991. 23p.

BEDENDO, P.; MASSOLA, J. R. N. S.; AMORIM, L. Controle cultural, físico e biológico de doenças de plantas, In: AMORIM, L.; BERGAMIN FILHO, A.; REZENDE, J. A. M. **Manual de fitopatologia: Princípios e Conceitos**. 4. Ed. São Paulo: Agronômica Ceres, 2011. Cap.17, v.1, p. 367-388.

BORENSTEIN, M. et al. **Introduction to Meta-Analysis**. Chichester, West Sussex, U.K: John Wiley & Sons, 2009. 421 p.

BORENSTEIN, M, HIGGINS, J, HEDGES, L.; ROTHSTEIN, H. **Basics of meta-analysis: I^2 is not an absolute measure of heterogeneity**. Research Synthesis Methods. 2016, 15 p.

CÂMARA, G. M. S. **Soja: Tecnologia da produção**. 2ed. Piracicaba: ESALQ/LVP, 2000. 450p.

CAMARGO, L. E. A. Controle genético. In: AMORIM, L.; REZENDE, J. A. M.; BERGAMIN FILHO, A.; **Manual de fitopatologia: Princípios e Conceitos**. 4. Ed. São Paulo: Agronômica Ceres, 2011, v.1, p. 325-341.

CALVO, N. S.; FANTIN, L. H.; CANTERI, M. G.; SUMIDA, C. H. Modelo metanalítico na avaliação do incremento de produtividade com o uso de fungicidas para o controle de *Sclerotinia sclerotiorum*. **ASB jornal**, 2016.

COMPANHIA NACIONAL DO ABASTECIMENTO (CONAB). **Acompanhamento da Safra 2014/2015-Grãos**. Brasília: Décimo primeiro levantamento/Agosto 2015.

CUTRIM, F. A.; SILVA, G. S. Patogenicidade de *Corynespora cassiicola* a diferentes espécies de plantas. **Fitopatologia Brasileira**, Brasília v. 28, n. 2, p. 193-194, 2003.

CARLIN, V. J. ; KONAGESKI, T. F., Avaliação de fungicidas no controle da mancha-alvo da soja, na safra 2010/2011. In: REUNIÃO DE PESQUISA DE SOJA DA REGIÃO CENTRAL DO BRASIL, 32 - São Pedro, SP, agosto de 2011, **Resumos expandidos XXXII reunião de pesquisa de soja da região central do Brasil**. Londrina: Embrapa soja, 2011, p. 132-134.

CHANDRASEKARAN, M, SUBRAMANIAN, D.; YOON, E.; KWON, T.; CHUN, S. C. Meta-analysis Reveals That the Genus *Pseudomonas* Can Be a Better Choice of Biological Control Agent against Bacterial Wilt Disease Caused by *Ralstonia solanacearum*. **Plant Pathology Journal**. 32(3), p. 216-227 .2016.

CHEUNG, M. W. L.; VIJAYAKUMAR, R. A guide to conducting a meta-analysis. **Neuropsychology Review**. (in press) 2016.

COSTAMILAN, L. M.; LHAMBY, J. C. B.; BONATO. E, R, Sobrevivência de fungos necrotróficos em restos de cultura da soja, em sistema de plantio direto. **Fitopatologia Brasileira**, v. 24, p. 175-177, 1999.

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

DALLA LANA, F.; ZIEGELMANN, P. K.; MAIA, A. H. N.; GODOY, C. V.; DEL PONTE, E. M. Meta-analysis of the relationship between crop yield and soybean rust severity. **Phytopathology**, v. 105, p. 307-315. 2015.

DAVIDSE, L. C. Benzimidazole fungicides: mechanism and modes of action. In: DELF, C.J.(Ed.). **Fungicide resistance in North America**. Saint Paul: American Phytopathological Society, 1988.

DIXON, L. J.; SCHLUB, R. L.; PERNEZNY, K.; DATNOFF, E. Host specialization and phylogenetic diversity of *Corynespora cassiicola*. **Phytopathology**, v. 99, p. 1015-1027. 2009.

DUARTE, M. L. R.; ASANO, S.; ALBUQUERQUE, C. Estudo comparativo das características morfológicas e fisiológicas de dois isolamentos de *Corynespora cassiicola*. **Fitopatologia Brasileira**, v. 8, p. 205-214. 1983

FAGARD, R. H.; STAESSEN, J. A.; THIJS, L. Advantages and disadvantages of the meta-analysis approach. **Journal of Hypertension**, London, v. 14, p.9-13, 1996.

FANTIN, L. H.; CANTERI, M. G.; DA SILVA, A. L.; TUPICH, F. L. B.; MADDEN, L. V. Contribution of soybean seed treatment with Fluquinconazole to manage yield losses caused by *Phakospora pachyrhizi* using meta-analysis. **African Journal of Agricultural Research**, 11(39), p. 3880-3888, 2016.

FARR, D. F.; ROSSMAN, A. Y.; PALM, M. E.; MACCRAY, E.B. **Fungal databases**. Systematic Botany & Mycology Laboratory, USDAARS. 2009. Disponível em: <http://nt.ars-grin.gov/fungaldatabases/>. Acesso em 8 de junho, 2016.

FORCELINI, C. A. Fungicidas inibidores da síntese de esteróis. Triazoles. **Revisão Anual de Patologia de Plantas**, Passo Fundo, v.2, p.335-355, 1994.

FORTUNATO, A. A.; DEBONA, D.; BERNARDELI, A. M. A.; RODRIGUES, A.F. Defence-Related Enzymes in Soybean Resistance to Target Spot. **Journal of Phytopathology**. v. 163, n.1, p. 731–742, 2015.

GALBIERI, R., ARAÚJO, D.C.E.B., KOBAYASTI, L., GIROTTO, L., MATOS, J.N., MARANGONI, M.S., ALMEIDA, W.P. AND MEHTA, Y.R. *Corynespora* Leaf Blight of Cotton in Brazil and Its Management. **American Journal of Plant Sciences**. v5, n.1, p. 3805-3811. (2014)

GALVÃO, T. F.; PEREIRA, M. G. Revisões sistemáticas da literatura: passos para sua elaboração. **Epidemiol Serv Saude**. v.23, n.1 p.4-183. 2014

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

GIANNOTTI, J. G. **Meta-análise de parâmetros genéticos de Características de Crescimento em Bovinos de Corte Sob Enfoques Clássicos e Bayesianos**. Piracicaba, 2004.

GODOY, C. V.; CANTERI, M. G. Efeito da severidade de oídio e crestamento foliar de cercóspera na produtividade da cultura da soja. **Fitopatologia brasileira**, v.29, n.5, p.526-531, 2004.

GODOY, C. V. Risk and management of fungicide resistance in the Asian soybean rust fungus *Phakopsora pachyrhizi*. In: THIND, T.S. (Org.). **Fungicide Resistance in Crop Protection: Risk and management**. London, UK: CABI, p. 87-95, 2011.

GODOY, C. V.; UTIAMADA, C. M.; MEYER, M. C.; CAMPOS, H. D.; PIMENTA, C. B.; BORGES, E. P.; SIQUERI, F. V.; NUNES JUNIOR, J.; SILVA, L. H. C. P.; SATO, L. N.; MADALOSSO, M.; VOLF, M.R.; BARROS, R.; BALARDIN, R. S.; MONTECELLI, T. D. N.; CARLIN, V. J. **Eficiência de fungicidas para o controle da mancha-alvo, *Corynespora cassiicola*, na safra 2011/12: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos**. Londrina: Embrapa Soja, 2012. 6p. (Embrapa Soja. Circular Técnica 94).

GODOY, C.V.; UTIAMADA, C.M.; MEYER, M.C.; CAMPOS, H.D.; PIMENTA, C.B.; BORGES, E.P.; SIQUERI, F.V.; JULIATTI, F.C.; NUNES JUNIOR, J.; CARNEIRO, L.C.; SILVA, L.H.C.P.; SATO, L.N.; CANTERI, M.G.; MADALOSSO, M.; VOLF, M.R.; MARTINS, M.C.; BALARDIN, R.S.; MONTECELLI, T.D.N.; CARLIN, V.J. **Eficiência de fungicidas para o controle da mancha-alvo, *Corynespora cassiicola*, na safra 2012/13: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos**. Londrina: Embrapa Soja, 2013. 6p. (Embrapa Soja. Circular Técnica, 100).

GODOY, C. V.; UTIAMADA, C. M.; MEYER, M. C.; CAMPOS, H. D.; PIMENTA, C. B.; JACCOUD FILHO, D. B.; BORGES, E. P.; SIQUERI, F. V.; ARAUJO JR, I. P.;

GRIGOLLI, J. F. F.; NUNES JUNIOR, J.; SILVA, L. H. C. P.; SATO, L. N.; MADALOSSO, M.; VOLF, M. R.; BALARDIN, R. S.; CARLIN, V. J.; VENANCIO, W. S. **Eficiência de fungicidas para o controle da mancha-alvo, *Corynespora cassiicola*, na safra 2013/14: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos.** Londrina: Embrapa Soja, 2014. 6p. (Embrapa Soja. Circular Técnica, 104).

GODOY, C.V.; UTIAMADA, C.M.; MEYER, M.C.; CAMPOS, H.D.; PIMENTA, C.B.; BORGES, E.P.; SIQUERI, F.V.; JULIATTI, F.C.; GRIGOLLI, J.F.F.; NUNES JUNIOR, J.; BELUFI, L.M.de.; SILVA, L.H.C.P.; SATO, L.N.; VOLF, M.R.; DIAS, M.D.; MARTINS, M.C.; CARLIN, V.J.; VENANCIO, W.S. **Eficiência de fungicidas para o controle da mancha-alvo, *Corynespora cassiicola*, na safra 2014/15: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos.** Londrina: Embrapa Soja, 2015. 6p. (Embrapa Soja. Circular Técnica, 112).

GODOY, C.V.; UTIAMADA, C.M.; MEYER, M.C.; CAMPOS, H.D.; PIMENTA, C.B.; MIGUEL-WRUCK, D.S.; BORGES, E.P.; SIQUERI, F.V.; JÚNIOR, I.V.P.; GRIGOLLI, J.F.F.; NUNES JUNIOR, J.; BELUFI, L.M.de.; SILVA, L.H.C.P.; VOLF, M.R.; GOUSSAIN, M.; MARTINS, M.C.; DEBORTOLI, M.P.; CARLIN, V.J.; BALARDIN, R.S. **Eficiência de fungicidas para o controle da mancha-alvo, *Corynespora cassiicola*, na safra 2015/16: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos.** Londrina: Embrapa Soja, 2016a. 6p. (Embrapa Soja. Circular Técnica, 120).

GODOY, C. V.; UTIAMADA, C. M.; MEYER, M. C.; CAMPOS, H. D.; FORCELINI, C. A.; PIMENTA, C. B.; JACCOUD FILHO, D.; ANDRADE JUNIOR, E. R. de; BORGES, E. P.; SIQUERI, F. V.; JULIATTI, F. C.; FAVERO, F.; ARAÚJO JÚNIOR, I. P.; NUNES JUNIOR, J.; SILVA, L. H. C. P. da; SATO, L. N.; VOLF, M. R.; DEBORTOLI, M. P.; MARTINS, M. C.; BALARDIN, R. S.; FURLAN, S. H.; MADALOSSO, T.; CARLIN, V. J.; VENÂNCIO, W. S. **Eficiência de fungicidas multissítios no controle da ferrugem-asiática da soja, *Phakopsora pachyrhizi*, na safra 2015/16: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos.** Londrina: Embrapa Soja, 2016b. 6p. (Embrapa Soja. Circular Técnica, 121).

HARTWIG, E.E. Effect of target spot on yield soybeans. **Plant Disease**, St. Paul, v.43, p. 504-505, 1959.

HEDGES, L. V.; OLKIN, I. **Statistical methods for metaanalysis**. London: Academic Press, 1985. 369 p.

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

HEDGES, L. V.; GUREVITCH, J.; CURTIS, P. S. The metaanalysis of response ratios in experimental ecology. **Ecology**, v. 80, n. 4, p. 1150-1156, 1999.

HEDGES, L. V.; VEVEA, J. L. Fixed- and random-effects models in meta-analysis. *Psychol. Methods*, v. 3, p. 486-504. 1998.

HENNING, A.A; ALMEIDA, A.M.R.; GODOY, C.V.; SEIXAS, C.D.S.; YORINORI, J.T.; COSTAMILAN, L.M.; FERREIRA, L.P.; MEYER, M.C.; SOARES, R.M.; DIAS, W.D. **Manual de identificação de doenças de soja**. 4.ed. Londrina: Embrapa Soja, 2010. 74 p. (Embrapa Soja Documentos, 256).

HIGGINS, J.; THOMPSON, S. G. Quantifying heterogeneity in a meta - analysis. *Statistics in medicine*, v. 21, n. 11, p. 1539-1558, 2002.

HIGGINS, J. P. T.; THOMPSON, S. G.; DEEKS, J. J.; ALTMAN, D. G. Measuring inconsistency in meta-analyses. **British Medical Journal**, v.327, p. 557–560. 2003.

HIRAKURI, M.H.; LAZZAROTTO, J.J. **O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro**. Documentos Embrapa. Londrina, n.349, 2014.

HUEDO-MEDINA, T.; SANCHEZ-MECA, J.; MARIN-MARTINEZ, F.; BOTELLA, J. **Assessing heterogeneity in metaanalysis: Q statistic or I2 index?**. *CHIP Documents*. Paper 19. 2006. Disponível em http://digitalcommons.uconn.edu/chip_docs/19 . Acesso em 10 de outubro de 2016.

KIMATI, H. Controle químico. In: BERGAMIN FILHO, A.; KIMATI, H.; AMORIM, L. **Manual de Fitopatologia: princípios e conceitos**. 3.ed. São Paulo: Agronomia Ceres, 1995. v.1, p.761-785.

KINGSLAND, G. C.; SITTERLY, W. R. Studies on fungicides for control of *Corynespora cassiicola* leaf spot of tomatoes in the Republic of Seychelles. **Tropical Pest Management**. v. 32 (1), p. 31-34, 1986.

KOENNING, S. R.; CRESWELL, T. C. Increased occurrence of target spot of soybean caused by *Corynespora cassiicola* in southeastern United States. **Plant Disease**, v. 90, n. 7, p. 974, 2006.

KRANZ, J. Comparison of epidemics. **Annual Review Phytopathology**, Palo Alto, v.12, p. 355-374, 1974.

KUROZAWA, C.; PAVAN, M. A. Doenças do tomateiro (*Lycopersicon esculentum*). In: KIMATI, H.; AMORIM, L.; REZENDE, J. A. M. BERGAMIN FILHO, A.; CAMARGO, L. E. A. **Manual de fitopatologia: doenças das plantas cultivadas**. v.2. São Paulo: Agronômica Ceres, 2005. p. 607-629.

LEHNER, M.S.; PETHYBRIDGE, S.J.; MEYER, M.C.; DEL PONTE, E.M. Meta-analytic modelling of the incidence–yield and incidence–sclerotial production relationships in soybean white mould epidemics. **Plant pathology**, Doi: 10.1111/ppa.12590.

LOVATTO, P.A., LEHNEN, C.R., ANDRETTA, I.; CARVALHO, A.D.; HAUSCHILD, L. Meta-análise em pesquisas científicas: enfoque em metodologias. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 36(Suppl), p. 285-294. 2007.

MADDEN, L. V.; PAUL, P. A. Assessing heterogeneity in the relationship between wheat yield and *Fusarium* head blight intensity using random-coefficient mixed models. **Phytopathology**, v. 99, p. 850-860. 2009.

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.

MELO, M. M.; REIS, E. M. Patogenicidade de *Corynespora cassiicola* em soja, limiares térmicos e temperatura ótima para a germinação de conídios em meio de cultura. **Summa Phytopathologica**, v. 36, n. 3, p. 254-256, 2010.

MEYER, M. C.; VOLF, M. R.; TERAMOTO, A.; NUNES JUNIOR, J.; PIMENTA, C. B.; GODOY, C. V. **EFEITO DE FUNGICIDAS NO CONTROLE DE MANCHA-ALVO (*Corynespora cassiicola*) EM SOJA**. Resumos da XXXIII Reunião de Pesquisa de Soja da Região Central do Brasil - Londrina, PR, agosto 2013.

MIGUEL-WRUCK, D. S.; PAES, J. M. V.; ZITO, R. K.; WRUCK, F. J.; DAMASCENO, A. G.; MOULIN, M. C. Seleção de linhagens de soja quanto a resistência de *Corynespora cassiicola*, safra 2009/2010. In: REUNIÃO DE PESQUISA DE SOJA DA REGIÃO CENTRAL DO BRASIL, 32 - São Pedro, SP, agosto de 2011, **Resumos expandidos XXXII reunião de pesquisa de soja da região central do Brasil**. Londrina: Embrapa soja, 2011. P. 135-138.

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

NELSON, M. E.; GENT, D. H.; GROVE, G. G. Meta-analysis reveals a critical period for management of powdery mildew on hop cones. **Plant Disease**. v. 99, p. 632-640. 2015.

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, 2011.

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, 2011.

OJIAMBO, P. S.; PAUL, P. A.; HOLMES, G. J. A quantitative review of fungicide efficacy for managing downy mildew in cucurbits. **Phytopathology** 100:1066-1076. 2010.

OLIVEIRA, R. R., VIDA, J. B.; TESSMANN, D. J.; AGUIAR, B. de M. A.; CAIXETA, M. P.; BARBOZA, A. L. Patogenicidade de isolados de *Corynespora cassiicola* a diferentes espécies de plantas. **Summa phytopathologica**, v. 33, n. 3, p. 297-299,2007.

ORTEGA, Z.; MARTÍN-VALLEJO, J.; MENCÍA, A.; GALINDO-VILLARDÓN, MP.; PÉREZ-MELLADO, V. Introducing Meta-Partition, a Useful Methodology to Explore Factors That Influence Ecological Effect Sizes. **PLoS ONE** v.11, n.7.2016

PASSOS, J.L.; BARBOSA, L.C.A.; DEMUNER, A.J.; BARRETO, R.W.; KING-DIAZ,B.,LOTINA-HENNSEN,B. Effects of *Corynespora cassiicola* on Lantana camara. **Planta Daninha**, Viçosa-MG, v. 28, n. 2, p. 229-237, 2010

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.; LIPPS, P. E.; HERSHAMAN, D. E.; MCMULLEN, M. P.; DRAPER, M. A.; MADDEN, L. V. Efficacy of triazole-based fungicides for *Fusarium* head blight and deoxynivalenol control in wheat: A multivariate meta-analysis. **Phytopathology** v.98, n1. p. 999-1011. 2008.

PAUL, P. A.; MCMULLEN, M. P.; HERSHMAN, D. E.; MADDEN, L. V. Meta-analysis of the effects of triazole-based fungicides on wheat yield and test weight as influenced by *Fusarium* head blight intensity. **Phytopathology** 100:160-171.2010.

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.

PEREIRA, J.M.; BARRETO, R.W.; ELLISON, C.A.; MAFFIA, L.A. *Corynespora cassiicola* f. sp. *Lantanae*: a potential biocontrol agent from Brazil for *Lantana camara*. **Biological Control**, v.26, p.21-31, 2003.

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

PICININI, E.C. Fungicidas benzimidazoles. **Revisão Anual de Patologia de Plantas**, Passo Fundo, v.2, p.357-409, 1994.

R CORE TEAM 2016. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

RAMALHO, A. (2005). **Manual para redação de estudos e projetos de revisão sistemática com e sem metanálise**. Coimbra: FORMASAU. ISBN 972-8485-54-9.

REIS, A.; BOITEUX, L. S. **Mancha-de-corinéspora do tomateiro**. Brasília: EMBRAPA HORTALIÇAS, 2007. 6p.

REIS, E. M.; FORCELINI, C. A. Controle cultural. In: BERGAMIM FILHO, A.; KIMATI, H.; AMORIM, L. **Manual de Fitopatologia: Princípios e Conceitos**. 3 ed, vol 1. São Paulo: Ceres, 1995. p. 710-716.

REIS, E. M.; BARUFFI, D.; REMOR, L; ZANATTA, M. Decomposition of corn and soybean residues under field conditions and their role as inoculum source. **Summa Phytopathologica**, v.37, n.1, p.65-67, 2011.

REIS, E. M.; DEUNER, E.; ZANATTA, M.; REIS, E. M.; DEUNER, E.; ZANATTA, M. In vivo sensitivity of *Phakopsora pachyrhizi* to DMI and QoI fungicides. **Summa Phytopathologica**. v.41,n.1, p. 21–24. 2015.

RIBEIRO, F.C.; ERASMO, E.A.E.; ROCHA, F.D.; MORAES, E.B.; MATOS, E.P. Associação de fungicida protetor com fungicidas sistêmicos no controle de mancha-alvo na cultura da soja. **Revista Verde** .v. 11, n.5, p.51-56, Edição especial, 2016

RINZO, S.; KITAZAWA, K. Occurrence of soybean root rot caused by *Corynespora cassicola* (Berk. & Curt.) Wei in Hokkaido. **Annual Phytopathology Society Japan**, n. 46, p. 193-199, 1980.

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

SACKS. H.S.; REITMAN, D.; PAGANO, D.; KUPELNICK, B. Meta-analysis: an update. **Mt Sinai J Med.**; 63 (3-4): 216-24. 1996

SALAM, M.U.; MACLEOD, W.J.; MALING,T.; PRICHARD, I.; SEYMOUR, M.; MARTIN, J. B. A meta-analysis of severity and yield loss from ascochyta blight on field pea in Western Australia. **Australasian Plant Pathology**. v.40, p. 591–600, 2011.

SALAM, K. P.; THOMAS, G. J.; BEARD. C.; LOUGHMAN . R.; MACLEOD.W.J.; SALAM, M.U. 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**. v.5, n.1, p. 319–325. 2013

SCHERM, H.; CHRISTIANO, R. S. C.; ESKER, P. D.; DEL PONTE, E. M.; GODOY, C. V. Quantitative review of fungicide efficacy trials for managing soybean rust in Brazil. **Crop Protection**, v.28, n.1, p. 774–782, 2008.

SHAH, D. A.; DILLARD, H. R. Yield loss in sweet corn caused by *Puccinia sorghi*: A meta-analysis. **Plant Disease**. v.90, n.1, p. 1413-1418, 2006.

SNOW, J. P., BERGGREN JR, G. T. Target spot: In: **Compendium of soybean diseases**. 3. Ed. St Paul, Minnesota: American Phytopathological Society, p. 27-28, 1989.

SOARES, R.M.; GODOY, C.V.; OLIVEIRA, M.C.N. Escala diagramática para avaliação da severidade da mancha alvo da soja. **Tropical Plant Pathology**, v.34, p. 333-338, 2009.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, London, v. 52, n. 3-4, p. 591-611, 1965.

SILVA, J. F. V. et. al. Contribuição ao desenvolvimento de linhagens de soja com resistência à patógenos. **Boletim de pesquisa e desenvolvimento**. Londrina PR, 2002. p. 1-43.

SINCLAIR, J.B.; BACKMAN, P.A. **Compendium of soybean disease**. 3 ed. St.Paul: The American Phytopathological Society, 106p. 1989

SMITH, M. L.; GLASS, G. V. Meta-analysis of psychotherapy outcome studies. **Am. Psychol.** 32:752-760.1977.

SORIANO, J. M., & ROYO, C. Dissecting the genetic architecture of leaf rust resistance in wheat by QTL meta-analysis. **Phytopathology**. 105:1585-1593.2015.

SOUZA, I. M. R.; SILVA, G. S. Fungos associados a plantas daninhas na Ilha de São Luís, Maranhão. **Summa Phytopathologica**, v. 27, p. 266-268, 2001.

TERAMOTO, A.; MACHADO, T.A.; SANTOS, LM.dos.; VOLF, M.R.; MEYER, M.C.; CUNHA, M.G.da. Reação de cultivares de soja a *Corynespora cassiicola*. **Tropical Plant Pathology**. v 38, n.1, p. 68 a 71. January – February. 2013

TERREMOTO, A.; MACHADO, T. A.; SANTOS, L. M.; VOLF, M. R.; MEYER, M. C.; CUNHA, M. G. Reações de cultivares de soja à *Corynespora cassiicola*. **Tropical Plant Pathology**, v.38, n 1, p. 313-322. 2013a.

TERAMOTO, A.; PARISI, M.C.M.; CUNHA, M.G. Caracterização fisiológica de isolados de *Corynespora cassiicola*. **Tropical Plant Pathology**. v.38, n 4, p. 313-322. 2013b.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (USDA). **Market and trade data**. 2015. Disponível em: <http://www.fas.usda.gov/data> Acesso em: 28 ago 2015.

VERZIGNASSI, J. R.; VIDA, J. B.; TESSMAM, D. J. *Corynespora cassiicola* causando epidemias de manchas foliares em pepino "japonês" sob estufa no norte do Paraná. **Fitopatologia Brasileira**, v. 28, n. 5, p. 570, 2003.

VIDA, J. B., OLIVEIRA, R. R., TESSMAM, D. J., VERZIGNASSI, J. R.; COSTA, H. A. agricultura protegida: Plasticultura-Hortaliças-Manejo de doenças. In: Aguiar, L. R., Darezzo, R. J., Rozane, D. E., Aguilera, G. A. H.; Silva, D. J. H. **Cultivo em ambiente protegido: Histórico, Tecnologia e Perspectivas**. Viçosa: UFV, 2004. p.225-240.

VENANCIO, W.S.; RODRIGUES, M.A.T.; BEGLIOMINI, E.; SOUZA, N.L. Efeito fisiológico de fungicidas sobre plantas: Efeitos fisiológicos do fungicida pyraclostrobin. **Revisão Anual de Patologia de Plantas**, Passo Fundo, v.12, p.317-341, 2004.

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

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

WILLYERD, K. T.; LI, C.; MADDEN, L. V.; BRADLEY, C. A.; BERGSTROM, G. C.; SWEETS, L. E.; MCMULLEN, M.; RANSOM, J. K.; GRYBAUSKAS, A.; OSBORNE, L.; WEGULO, S. N.; HERSHMAN, D. E.; WISE, K.; BOCKUS, W. W.; GROTH, D.; DILL-MACKY, R.; MILUS, E.; ESKER, P. D.; WAXMAN, K. D.; ADEE, E. A.; EBELHAR, S. E.; YOUNG, B. G.; AND PAUL, P. A. Efficacy and stability of integrating fungicide and cultivar resistance to manage *Fusarium* head blight and deoxynivalenol in wheat. **Plant Disease**. v. 96, p. 957-967, 2012.

XAVIER, S.A.; CANTERI, M.G.; BARROS, D.C.M.; GODOY, C.V. Sensitivity of *Corynespora cassiicola* from soybean to carbendazin and prothioconazole. **Tropical Plant Pathology**, Brasília, v.38, p. 431-435, 2013.

YELLAREDDYGARI, S. K. R.; PASCHE, J. S.; TAYLOR, R. J.; GUDMESTAD, N. C. Individual participant data meta-analysis comparison of foliar fungicides applied for potato early blight management. **Plant Disease**. v.100, p. 200-206. 2016.

YORINORI, J.T. Levantamento e avaliação da situação de doenças da soja na safra 1987/88. In: **Resultados de Pesquisa, 1987/1988**. Londrina, EMBRAPA–CNPSO, 1989. p.158.

YORINORI, J. T. Epidemia de mancha alva (*Corynespora cassiicola*) na cultivar FT-Estrela na safra 1996/97. **XVIII Reunião de Pesquisa Soja da Região Central do Brasil**. Uberlândia, p.319, 1996.