

LEONARDO MAGALHÃES ANTONELLO

**METANÁLISE DO EFEITO DO MANCOZEBE EM MISTURAS DE
FUNGICIDAS PARA O CONTROLE DE FERRUGEM ASIÁTICA DA
SOJA**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa, como
parte das exigências do Programa de
Pós-Graduação do Mestrado
Profissional em Defesa Sanitária
Vegetal, para obtenção do título de
Magister Scientiae.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2016

Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Câmpus Viçosa

T

A634m
2016
Antonello, Leonardo Magalhães, 1985-
Metanálise do efeito do Mancozebe em misturas de
fungicidas para o controle de ferrugem asiática da soja /
Leonardo Magalhães Antonello. – Viçosa, MG, 2016.
viii, 39f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Orientador: Emerson Medeiros Del Ponte.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.
Referências bibliográficas: f.29-39.

1. Soja - Doenças e pragas. 2. Ferrugem asiática.
3. Ferrugem da soja (Doença). 4. Fungicidas. I. Universidade
Federal de Viçosa. Departamento de Fitopatologia. Programa de
Pós-graduação em Defesa Sanitária Vegetal. II. Título.

CDD 22 ed. 633.34

LEONARDO MAGALHÃES ANTONELLO

**METANÁLISE DO EFEITO DO MANCOZEBE EM MISTURAS DE
FUNGICIDAS PARA O CONTROLE DE FERRUGEM ASIÁTICA DA
SOJA**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa, como
parte das exigências do Programa de
Pós-Graduação do Mestrado
Profissional em Defesa Sanitária
Vegetal, para obtenção do título de
Magister Scientiae.

APROVADA: 12 de dezembro de 2016.



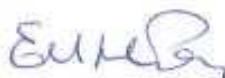
Handwritten signature of José Aires Ventura in blue ink, consisting of a large, stylized 'J' and 'V'.

José Aires Ventura



Handwritten signature of André Aguiar Schwanck in blue ink, featuring a stylized 'A' and 'S'.

André Aguiar Schwanck



Handwritten signature of Emerson Medeiros Del Ponte in blue ink, with a stylized 'E' and 'D'.

Emerson Medeiros Del Ponte
(Orientador)

“O homem não teria alcançado o possível se, repetidas vezes, não tivesse tentado o impossível.”
(Max Weber)

Aos meus amados pais, Ana Lúcia e Antônio Walter
Meus avós Antônio Walter (in memorian), Nelcy, Luís e Terezinha
Ao meu irmão Lourenço
À tia Nádyá por todo incentivo
À minha companheira de todas as horas, Dapfini
Aos meus familiares e amigos que sempre torceram por mim
dedico

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus por ter me dado o dom da vida e por proporcionar momentos marcantes e que jamais esquecerei

Agradeço a minha mãe, Ana Lúcia, por sempre ser meu apoio incondicional, por seu amor, vida dedicada aos seus filhos e o dom do ensino. Ao meu pai, Antônio Walter, pelos ensinamentos de ética, conselhos e educação. Ao meu irmão Lourenço, por todo apoio, proteção e meu espelho de atitudes éticas e honradas.

Aos meus Avôs Antônio Walter, que sei que ilumina lá do céu. Á minha Avó Nelcy, por todo seu apoio e amor.

Á minha Avó Terezinha, por seu amor incondicional. Ao meu Avô Luis, por todo apoio e ensinamento.

A minha tia Nadya, por desde o início de minha carreira ter me orientado e incentivado a cada vez mais crescer como profissional e como humano.

A minha companheira Dapfini por sempre estar ao meu lado com paciência e amor, abdicando do seu tempo para me apoiar.

A toda minha família, pela compreensão da minha ausência e por sempre torcer por mim.

Aos meus amigos, que mesmo a distância fazem parte do que sou, principalmente ao Eduardo Sakis, meu fiel melhor amigo.

Aos meus amigos e colegas da UPL, Ayrton, Alexandre, Eliara, Florindo e principalmente gratidão ao Carlos Fabri, por todo incentivo para realização deste sonho.

Ao Prof. Emerson, pela paciência, orientação, formação e responsabilidade de me conduzir até aqui.

Aos integrantes do laboratório da UFV pela receptibilidade que me acolheram e me ajudaram, principalmente o Franklin Machado e Maíra Dufleck

À Universidade Federal de Viçosa. Aos professores da Universidade Federal de Viçosa pelos conhecimentos adquiridos.

A todos que de alguma forma contribuíram para a realização deste trabalho.

Muito obrigado!

BIOGRAFIA

LEONARDO MAGALHÃES ANTONELLO, filho de Ana Lúcia Antonello e Antônio Walter Antonello, nasceu em Cruz Alta- RS, em 10/12/1985.

Ingressou na UFSM em 2003 no curso de Agronomia, em que concluiu em 2008. Durante este período estagiou no Laboratório de Sementes da UFSM, como estagiário e bolsista, realizando publicações de artigo e resumos em congressos, durante quatro anos e meio

Em 2008, iniciou sua carreira profissional na empresa SLC Agrícola, onde desempenhou a função de Trainee e Coordenação de Produção, adquirindo conhecimento nas culturas de soja, milho, algodão e café, nos estados de GO e BA.

Em 2010, começou a trabalhar na Santa Colomba Agropecuária, como Gerente de Produção e Gerente de Unidade, trabalhando com as culturas de soja, milho, algodão, feijão, eucalipto e forrageiras.

Em 2012, iniciou como Consultor Agrícola interno do Grupo Fazendas Unidas Paraíso, trabalhando com as culturas de soja e milho.

Em 2013, começou a trabalhar na UPL do Brasil, onde se encontra até hoje, desempenhando os cargos de Coordenador de Marketing, Desenvolvimento de Mercado e Coordenador de Pesquisa e Inovação.

Em 2013, concluiu o curso de Especialização de Proteção de Plantas da UFV, sob a orientação do Professor Marcelo Picanço.

Em 2014 ingressou no curso de Mestrado Profissional em Defesa Sanitária Vegetal da UFV, sob a orientação do Professor Emerson M. Del Ponte.

SUMÁRIO

| | |
|---|------|
| RESUMO | vii |
| ABSTRACT | viii |
| 1. Introdução..... | 1 |
| 2- Material e métodos | 6 |
| 2.1 - Fonte dos dados e critérios de seleção de ensaios | 6 |
| 2.2 - Variáveis analisadas | 7 |
| 2.3 - Abordagem metanalítica | 7 |
| 2.4 - Variáveis moderadoras | 10 |
| 3- Resultados..... | 11 |
| 3.1 - Revisão sistemática | 11 |
| 3.2 - Severidade da ferrugem asiática e produtividade da soja..... | 12 |
| 3.3 - Metanálise..... | 14 |
| 3.3.1 - Eficácia geral de fungicidas sem e com MANC | 14 |
| 3.3.2 - Ganho geral da adição do MANC..... | 15 |
| 3.3.3 - Eficácia média por fungicidas sem e com MANC | 16 |
| 3.3.4 – Ganho em eficácia com a adição de MANC por fungicida | 16 |
| 3.3.5 - Incremento em produtividade em fungicidas sem e com MANC | 17 |
| 3.3.6 - Ganho geral em produtividade com adição de MANC em fungicidas..... | 18 |
| 3.3.7 - Incremento em produtividade sem e com MANC por fungicida | 19 |
| 4 - Discussão | 20 |
| 5- Conclusão..... | 29 |
| 6- Referências..... | 29 |

RESUMO

ANTONELLO, Leonardo Magalhães, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, dezembro de 2016. **Metanálise do efeito do mancozebe em misturas de fungicidas para o controle de ferrugem asiática da soja.** Orientador: Emerson Medeiros Del Ponte.

A ferrugem asiática foi descoberta no Brasil em 2002 e é, atualmente, a doença que mais causa danos no rendimento e perdas econômicas. Este estudo objetivou sumarizar, por meio de metanálise, a magnitude e a heterogeneidade do efeito da adição de mancozebe em misturas de fungicidas sistêmicos, na eficácia de controle da ferrugem asiática e retorno em produtividade da soja em ensaios de campo conduzidos ao longo de três safras em diferentes regiões do Brasil. Foram analisados os dados obtidos em ensaios de pesquisa conduzidos por pesquisadores contratados pela empresa *United Phosphorus Limited* (UPL). As variáveis analisadas foram a eficácia de controle, ou redução da severidade da doença, e ganho em produtividade com a adição de mancozebe em relação ao tratamento controle bem como ao tratamento sem a adição de mancozebe. Foi ajustado um modelo de metanálise que testou o efeito de duas moderadoras: adição ou não de mancozebe e a severidade maior ou menor a 60% no tratamento controle. No geral, os tratamentos fungicidas adicionados de mancozebe resultaram em maior eficácia de controle e retorno em produtividade comparados aos tratamentos sem o mancozebe, especialmente piraclostrobina + epoxiconazole. O ganho médio em eficácia de controle foi de 25,95% e de retorno em produtividade foi de 8,73%. Conclui-se que a adição de mancozebe às misturas de triazóis e estrobilurinas recomendados no controle da ferrugem asiática da soja promove ganhos significativos de eficácia de controle e resposta em produtividade para todos os fungicidas analisados. No entanto, há variação entre os produtos e menores ganhos sob condições de epidemia severa.

ABSTRACT

ANTONELLO, Leonardo Magalhães, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, December, 2016. **Meta-analysis of the effect of mancozeb in fungicide mixtures for the control of Asian soybean rust.** Adviser: Emerson Medeiros Del Ponte.

Asian soybean rust was discovered in Brazil in 2002 and is currently the most damaging disease in terms of yield and economic losses. This study aimed to summarize the magnitude and heterogeneity of the effect of the addition of mancozeb on mixtures of systemic fungicides, on the effectiveness of control of Asian rust and on the yield of soybean in field trials conducted over three harvests in different regions of Brazil. The data obtained in research trials contracted by United Phosphorus Limited (UPL) were analyzed. The variables analyzed were the control efficacy, or reduction of disease severity, and the gain in yield with the addition of mancozeb in relation to the control treatment as well as the mixture alone. A "multi-treatment" model was adjusted to test the effect of two moderators: addition or non-addition of mancozeb and the severity higher or lower than 60% in the control treatment. In general, the fungicide amended with mancozeb resulted in a higher control efficiency and yield return compared to treatments without mancozeb, especially pyraclostrobin + epoxiconazole. The average gain in control efficacy was 25.95% and average relative yield return was 8.73%. It can be concluded that the addition of mancozeb to the triazole and strobilurin mixtures recommended in the control of soybean Asian rust promotes significant gains in control efficiency and yield response for all the fungicides analyzed. However, there is variation among the different mixtures with and the lowest gains under severe epidemic.

1. Introdução

De um total de 58,5 milhões de hectares cultivados com grãos na safra 2015/16, 33 milhões de hectares (56,7%) foram cultivados com a cultura da soja, o que destaca a grande contribuição e importância econômica da cultura para o país (CONAB, 2016). A produção total de soja no Brasil foi estimada em 98 milhões de toneladas e rendimento médio de 2.988 kg/ha, ainda abaixo da produtividade estimada no Estados Unidos, maior produtor mundial do grão, com 107 milhões de toneladas produzidas e rendimento médio de 3.234 kg/ha (USDA, 2016).

Dentre os principais fatores limitantes da produtividade da cultura da soja, além dos estresses abióticos, destacam-se as pragas e doenças. Estima-se que 15 a 20% do total produzido anualmente em uma safra é perdido devido ao ataque de patógenos que causam várias doenças onde se destacam a ferrugem asiática, mancha alvo, mofo branco, oídio, míldio e antracnose, cuja importância é variável entre regiões e anos em função das variações de clima sazonal e manejo (Henning 2009).

A ferrugem asiática, causada pelo fungo *Phakopsora pachyrhizi*, está presente no Brasil desde a safra 2002 (Yorinori et al. 2005) e ainda é considerada a mais devastadora doença da soja. Há relatos de perdas próximas de 100% nas primeiras epidemias relatadas no Brasil, na ausência de controle (Sinclair e Hartman 1999; Yorinori et al. 2005). Um estudo metanalítico mostrou que o dano no rendimento pela ferrugem asiática parece ser influenciado pela época de início da epidemia. Quando a doença inicia antes do florescimento, o dano relativo médio de 7,4% foi estimado para cada 10% de aumento na severidade final, já após o florescimento, o dano foi estimado em 5,1% (Dalla Lana et al., 2015). Em outras palavras, uma saca de soja de 60kg, na média, pode ser perdida devido à ferrugem asiática, em um cenário de produtividade esperada de 3.000 kg/ha, com níveis tão baixos quanto 3% da severidade final da ferrugem.

Apesar de a ferrugem da soja estar presente também nos dois outros principais países produtores do mundo como a Argentina (Rossi 2003) e Estados Unidos (Schineder et al. 2005; Stewart et al. 2005), sua importância é secundária ou nula nas principais regiões produtoras, possivelmente devido à limitação de inóculo que não sobrevive ao rigoroso inverno e condições menos favoráveis de clima como chuvas menos frequentes (Del Ponte e Esker 2008; Sikora et al. 2014).

Os sintomas típicos da doença são urédias ou pústulas desenvolvidas em associações com lesões pequenas e numerosas na superfície abaxial dos folíolos com cor castanho-dourado. Em estágio avançado de severidade, a ferrugem causa desfolha e maturação precoce, diminuindo, conseqüentemente, a produtividade (Hartman et al. 2015; Godoy et al. 2016). O molhamento foliar por acúmulo do orvalho, e/ou chuvas são fator-chave para o estabelecimento e progresso das epidemias no Brasil onde as condições de temperatura não são limitantes (Del Ponte et al. 2006).

Nas principais regiões produtoras do Brasil o cultivo de soja se inicia no mês de setembro, se estendendo até final de dezembro. Assim, o ciclo da cultura ocorre predominantemente no verão, quando as chuvas são mais frequentes, especialmente no cerrado brasileiro, o que favorece o progresso da doença (Del Ponte et al. 2006). Ao final do ciclo da soja, o inóculo do patógeno pode infectar plantas voluntárias de soja ou outras hospedeiras alternativas que podem sobreviver no período de inverno, garantindo assim a sobrevivência dos uredósporos (Pivonia e Yang 2004) que são facilmente dispersados pelo vento a longas distâncias (Isard et al. 2011).

Dentre as práticas de manejo cultural, destacam-se o vazio sanitário adotado em vários estados do Brasil cujo efeito é a redução dos níveis de inóculo regional no início da safra, aliado ao plantio no início da época recomendada com cultivares com ciclo precoce que atuam na forma de escape (Godoy et al. 2015). No entanto, tais medidas não são suficientes

em condições de clima sazonal favorável às epidemias, de forma que o controle químico é o principal método de controle praticado em todas as regiões do Brasil (Godoy et al. 2016).

Os produtos utilizados nas primeiras áreas para o controle da ferrugem asiática em 2002, eram apenas triazóis, especialmente flutriafol e tebuconazole (Silva et al. 2015). Atualmente existem 127 produtos registrados para o controle da doença, sendo em sua maioria com aplicações de triazóis, estrobilurinas e, mais recentemente, as carboxamidas (Brasil 2016; Godoy et al. 2016). Apesar de ser recente o seu uso em grandes culturas como a soja, as carboxamidas já são utilizadas em outras culturas e inclusive com relatos de resistência a outros fungos (FRAC 2015). No Brasil, a performance de fungicidas para o controle da ferrugem asiática da soja tem sido avaliado, além dos diversos estudos independentes (Garcés-Fiallos e Forcelini 2013; Freitas et al. 2016), de maneira contínua em ensaios cooperativos conduzidos anualmente desde o ano de 2003 por uma rede de pesquisadores do Consórcio Antiferrugem (Godoy et al. 2016). Os dados são reportados anualmente em comunicados técnicos que sumarizam os resultados de cada ano. Um estudo de metanálise, realizado com dados de ensaios conduzidos nas safras de 2003/2004 a 2006/07, mostrou que aplicações de produtos à base de triazóis foram mais efetivas do que a base de estrobilurinas, com destaque para prothioconazole e tebuconazole (Scherin et al. 2009; Godoy et al. 2016). A partir da safra 2005/06 foi observado uma ligeira queda de eficiência de triazóis, especialmente do tebuconazole, a qual progrediu ao longo dos anos até que os níveis de eficácia reduziram para 19% na safra 2015/16 (Godoy et al. 2016)

Além dos triazóis, as misturas de triazóis + estrobilurinas que apresentavam médias de eficácia de controle próximas a 80% até a safra 2009/10 (Godoy et. al 2010), atualmente apresentam níveis próximos de 50%, sendo o menor registrado para azoxtrobina + ciproconazole, ao redor de 40% em média (Godoy et. al 2016). A queda de eficácia dos fungicidas

ao longo do tempo é normalmente relacionado à pressão de seleção devido ao uso contínuo de um mesmo fungicida sistêmico que atuam em sítios específicos, o que leva à seleção de populações resistentes aos triazóis e estrobilurinas (Schmitz et al. 2013; Klosowski et al. 2015). De fato, essa hipótese foi corroborada por dados de em estudo recente que detectou a presença de mutações no gene CYP51 em isolados de *P. pachyrhizi* coletados na safra 2010 no Brasil (Schmitz et al. 2013). Mutações no gene CYP51 são associadas à perda de sensibilidade aos triazóis (Stammler et al. 2009; Hulvey et al. 2012; Ma e Tredway 2013). Posteriormente, foi detectada também a mutação no gene F129L em 21 isolados da safra 2012/13, que confere perda de sensibilidade às estrobilurinas (Klosowski et al. 2015).

Dentre as práticas de manejo anti-resistência à fungicidas, recomenda-se a rotação, uso alternado ou combinado de fungicidas sistêmicos com fungicidas protetores (FRAC 2015; Reis et al. 2015). Das opções de protetores disponíveis para o manejo da ferrugem, destaca-se o mancozebe, fungicida do grupo dos ditiocarbamatos, e que tem efeito multi-sítio, ou seja, atua em vários locais de ação, diminuindo assim o risco de surgimento de resistência mesmo em uso contínuo, diferente de produtos com modo de ação único (Gullino et al. 2010; Reis e Reis 2015).

A molécula do mancozebe foi registrada em 1962 e se tornou o fungicida mais importante comercialmente do grupo dos ditiocarbamatos, que ainda conta com vários ingredientes ativos como o zineb, maneb, nabam, metiran, propineb, entre outros (Gullino et al. 2010). A molécula é usada atualmente em mais de 70 culturas diferentes e controla uma gama de mais de 400 patógenos incluindo os dos grupos Oomycetos, Ascomycetos, Deuteromycetos, Basidiomycetos e Bactérias (Lalancette et al. 1987; Gullino et al. 2010).

Estudos mostram eficácia do mancozebe e benzimidazóis para ferrugem asiática, porém o número de aplicações necessita ficar próximo de cinco para que seja satisfatório (Yang 1991; Hartman et al., 1992;

Sinclair e Hartman 1995). Um estudo que objetivou avaliar o efeito de quatro até oito aplicações sequenciais de mancozebe de forma isolada mostrou uma eficácia média de controle de 85,60% e produtividade de 3.215 kg/ha, aplicado seis vezes com dose de 2,0 kg/ha, sendo superior a mistura de azoxtrobina + ciproconazole aplicada três vezes, com controle de 70,58% e produtividade de 2.823 kg/ha (Silva et al. 2015). No entanto, o número alto de aplicações do mancozebe aplicado isoladamente onera significativamente o custo de produção da cultura em relação ao uso das misturas comerciais. De forma a tornar viável o uso do mancozebe, estudos tem sido delineados para testar o efeito de sua adição nas misturas comerciais. Em outras culturas é comum a associação do mancozebe com outros fungicidas, normalmente sistêmicos e de único modo de ação, para aumento de controle de doenças (Gullino et al. 2010). Para a cultura da soja, a prática de controle de doenças com a molécula começou a partir de 2014, com o registro de mancozebe (Brasil 2016).

Ensaio publicados mostram que a adição de mancozebe junto a azoxistrobina + benzovindiflupir, trifloxistrobina + prothioconazole, piraclostrobina + fluxapiraxade, piraclostrobina + epoxiconazole, picoxistrobina + ciproconazole, aumenta a eficácia de controle (Godoy et al. 2015; Alves et al. 2016; Godoy et al. 2016). O controle de doenças garante a manutenção de componentes do rendimento, conferindo maior peso de grãos, como visto por Bigolin (2015) adicionando mancozebe a piraclostrobina + epoxiconazole, e conseqüentemente, produtividade. Este incremento de produtividade variou de 2,63% a 16,94% para azoxistrobina + benzovindiflupir, picoxistrobina + ciproconazole, piraclostrobina + fluxapiraxade e piraclostrobina + epoxiconazole (Godoy et al. 2015; Godoy et al. 2016)

Na atualidade, muitos trabalhos científicos têm sido publicados em periódicos acadêmicos, congressos, sites e outros meios de comunicação. Uma revisão narrativa desses trabalhos não nos permite obter estimativas robustas dos efeitos dos tratamentos e da heterogeneidade. A metanálise

é uma técnica estatística que consiste em combinar estatísticas em estudos primários para uma estimativa global de um efeito (Madden e Paul 2011; Scherm et al. 2014). Já existem vários trabalhos que combinam estudos que tratam de eficácia de controle e retorno em produtividade na área de doenças de plantas (Ojiambo et al. 2010; Paul et al. 2011; Ngugi et al. 2011), e outros que estudam a relação entre a intensidade das doenças com aspectos agrônômicos, como produção, severidade de doenças e concentração de micotoxinas (Paul et al. 2005; Shah e Dillard 2006; Paul et al. 2006; Madden e Paul 2009; Dalla Lana et al. 2015). Para condução de uma metanálise, normalmente é necessária a realização de uma revisão sistemática na literatura (Shah & Dillard 2006; Scherm et al. 2014). Porém os dados podem ser obtidos de outros meios, como banco de dados de pesquisa de empresas, diretamente com pesquisadores ou dados não publicados (Paul et al. 2006; Dalla Lana et al. 2015)

O presente trabalho tem por objetivo sumarizar, por meio da abordagem metanalítica, a magnitude e a heterogeneidade do efeito da adição de mancozebe em misturas comerciais na eficácia de controle da ferrugem asiática e retorno em produtividade da soja em ensaios conduzidos em três safras e diferentes regiões do Brasil.

2- Material e métodos

2.1 - Fonte dos dados e critérios de seleção de ensaios

Os dados usados nesse estudo foram provenientes de ensaios de campo contratados e/ou conduzidos pela área de pesquisa da empresa United Phosphorus Limited (UPL), visando a avaliação de produtos fitossanitários. O banco de dados foi inspecionado e ensaios foram selecionados para este estudo com base nos seguintes objetivos e características dos mesmos: 1) avaliar fungicidas para o controle de ferrugem asiática da soja; 2) incluir um tratamento controle (testemunha)

sem aplicação; 3) incluir um tratamento com produto comercial aplicado isoladamente e outro com adição de mancozebe (MANC) com o mesmo momento e número de aplicações, na dose recomendada pelo fabricante; 4) conter dados de avaliação visual de severidade da ferrugem asiática e/ou produtividade; 5) conter uma medida de variabilidade (ex. coeficiente de variação do ensaio) e 6) apresentar um número mínimo de 15 repetições (ensaios diferentes) para cada tratamento selecionado.

Após a aplicação desses critérios, foram identificados cinco produtos comerciais, todos eles constituídos de misturas de triazol com estrobilurina, combinados ou não com MANC, totalizando assim 10 tratamentos (Tabela 1).

2.2 - Variáveis analisadas

O efeito da inclusão do MANC foi avaliado quanto à eficácia de controle (percentual de redução da doença) e o retorno (ganho percentual) em produtividade, ambos em relação a um tratamento de referência no ensaio, o quais foram assim definidos: 1) tratamento testemunha (sem aplicação), o qual permite calcular a eficácia de controle e o retorno em produtividade nos tratamentos contendo ou não o MANC e 2) o tratamento fungicida sem o MANC, o qual permite estimar o ganho com a adição de MANC na mistura pré-pronta quanto ao controle da doença e retorno em produtividade da soja.

2.3 - Abordagem metanalítica

O modelo metanalítico usado foi do tipo “*network*” ou multivariado que é mais apropriado do que um modelo univariado (uma metanálise separada para cada fungicida) (Madden et al. 2016), especialmente para o presente caso em que os tratamentos fungicidas de interesse são avaliados em um

Tabela 1. Informações de ensaios de campo para o controle de ferrugem asiática da soja selecionados do banco de dados da empresa UPL do Brasil entre os anos de 2012 a 2015, usados em um estudo de metanálise da performance de fungicidas aplicados isoladamente ou em mistura com mancozebe

| Estudo | Safra | Município | Estado | Cultivar | Grupo de maturação | Data de Plantio | Nº de Trat | Nº de Trat Utilizados | AACPD Test. | Severidade em R6 Test (%) | Produtividade Test.(Kg) |
|--------|---------|---------------------|--------|------------------|--------------------|-----------------|------------|-----------------------|-------------|---------------------------|-------------------------|
| 1 | 2012/13 | Itaara | RS | BMX POTENCIA RR | 6.7 | 22/11/2012 | 14 | 13 | 1421,6 | 75,0 | 1734,0 |
| 2 | 2013/14 | Itaara | RS | BMX POTENCIA RR | 6.7 | 06/12/2013 | 11 | 9 | 1564,7 | 61,3 | 2232,0 |
| 3 | 2012/13 | Rio verde | GO | NA 7337 RR | 7.3 | 13/12/2012 | 14 | 13 | 2010,1 | - | 2095,2 |
| 4 | 2013/14 | Rio verde | GO | MSOY 7739 IPRO | 7.7 | 10/12/2013 | 13 | 11 | 1591,0 | 61,4 | 1338,0 |
| 5 | 2013/14 | Rio verde | GO | NA 7238 IPRO | 7.2 | 25/01/2014 | 13 | 7 | 889,0 | 84,4 | 466,8 |
| 6 | 2013/14 | Primavera do leste | MT | P98Y30 RR | 8.3 | 22/11/2013 | 13 | 11 | 362,9 | 34,2 | 1292,5 |
| 7 | 2014/15 | Primavera do leste | MT | TMG 132 RR | 8.5 | 30/10/2014 | 7 | 3 | 548,6 | 41,8 | 1212,0 |
| 8 | 2012/13 | Jaciara | MT | TMG 1179 | 7.9 | 28/10/2012 | 14 | 13 | - | - | 2352,0 |
| 9 | 2012/13 | Marilândia do sul | PR | V-MAX RR | 6.2 | 10/01/2013 | 14 | 13 | 2533,4 | 97,5 | 799,7 |
| 10 | 2013/14 | Primavera do leste | MT | P98Y51 RR | 8.5 | 14/11/2013 | 13 | 11 | 1750,3 | 100,0 | 1413,6 |
| 11 | 2013/14 | Primavera do leste | MT | P98Y12 RR | 8.1 | 15/10/2013 | 12 | 3 | 314,0 | - | 3633,0 |
| 12 | 2013/14 | Primavera do leste | MT | P98Y51 RR | 8.5 | 14/11/2013 | 12 | 3 | 1445,7 | - | 1152,6 |
| 13 | 2013/14 | Diamantino | MT | TMG 4185 | 8.5 | 25/10/2013 | 12 | 5 | 3120,1 | 100,0 | 2917,2 |
| 14 | 2013/14 | Ponta grossa | PR | NA 5909 RR | 5.9 | 02/12/2013 | 13 | 11 | - | 70,0 | 3152,4 |
| 15 | 2012/13 | Passo fundo | RS | SYN 1158 RR | 5.8 | 29/11/2012 | 14 | 13 | - | 37,3 | 3006,6 |
| 16 | 2013/14 | Passo fundo | RS | SYN 1157 RR | 5.9 | 26/11/2013 | 11 | 9 | - | 70,5 | 2785,9 |
| 17 | 2013/14 | Maracaju | MS | BMX POTENCIA RR | 6.7 | 18/10/2013 | 11 | 9 | 186,9 | - | 3234,0 |
| 18 | 2012/13 | Uberaba | MG | NA 7255 RR | 7.2 | 06/12/2012 | 14 | 13 | 822,0 | - | 2510,0 |
| 19 | 2013/14 | Mauá da serra | PR | NS 6700 IPRO | 6.7 | 05/12/2013 | 13 | 11 | 878,7 | 69,0 | 2529,0 |
| 20 | 2013/14 | Pilar do sul | SP | DM 6563 RSF IPRO | 6.3 | 03/01/2014 | 13 | 11 | - | 18,3 | 2569,2 |
| 21 | 2013/14 | Assis chateaubriand | PR | SYN 1059 RR | 5.9 | 22/02/2014 | 8 | 7 | 318,6 | 39,4 | 1283,6 |
| 22 | 2013/14 | Assis chateaubriand | PR | SYN 1059 RR | 5.9 | 22/02/2014 | 8 | 7 | 318,6 | 39,4 | 1283,6 |

| | | | | | | | | | | | |
|----|---------|---------------------|----|------------------|-----|------------|----|----|--------|-------|--------|
| 23 | 2013/14 | Assis chateaubriand | PR | NK 7059 RR | 6.2 | 20/10/2013 | 12 | 11 | 488,2 | 21,2 | 2580,5 |
| 24 | 2012/13 | Campo verde | MT | MSOY 9144 RR | 9.1 | 07/11/2012 | 14 | 13 | - | 78,8 | 1860,0 |
| 25 | 2012/13 | Primavera do leste | MT | MSOY 9144 RR | 9.1 | 09/11/2012 | 14 | 13 | - | 98,0 | 2076,0 |
| 26 | 2012/13 | Pedra preta | MT | MSOY 9144 RR | 9.1 | 16/11/2012 | 14 | 13 | - | 77,5 | 816,0 |
| 27 | 2012/13 | Iracem• apolis | SP | DM 6563 RSF IPRO | 6.3 | 20/01/2013 | 9 | 5 | 1230,0 | 95,5 | 1983,0 |
| 28 | 2012/13 | Ponta grossa | PR | BMX POTENCIA RR | 6.7 | 19/11/2012 | 14 | 13 | - | 54,8 | 1920,0 |
| 29 | 2013/14 | Londrina | PR | BMX POTENCIA RR | 6.7 | 19/11/2013 | 13 | 11 | - | 5,8 | 2576,0 |
| 30 | 2013/14 | Senador canedo | GO | BRS VALIOSA | 8.1 | 18/12/2013 | 13 | 11 | 717,8 | 93,1 | 687,0 |
| 31 | 2014/15 | Londrina | PR | DM 6563 RSF IPRO | 6.3 | 07/01/2015 | 12 | 5 | 1470,3 | 92,2 | - |
| 32 | 2014/15 | Ipora | PR | DM 5958 RSF IPRO | 5.8 | 07/03/2015 | 12 | 5 | 1449,4 | - | 1797,5 |
| 33 | 2014/15 | Chapadão do sul | MS | BRS VALIOSA | 8.1 | 21/11/2014 | 13 | 13 | 618,5 | 100,0 | 1590,0 |
| 34 | 2014/15 | Diamantino | MT | TMG 803 | 8.7 | 28/10/2014 | 12 | 5 | - | - | 3726,0 |
| 35 | 2014/15 | Diamantino | MT | TMG 132 RR | 8.5 | 17/11/2014 | 5 | 5 | 336,0 | 75,0 | 3288,0 |
| 36 | 2014/15 | Diamantino | MT | TMG 132 RR | 8.5 | 17/11/2014 | 5 | 5 | - | - | 3372,0 |
| 37 | 2014/15 | Diamantino | MT | TMG 132 RR | 8.5 | 17/11/2014 | 5 | 5 | - | - | 3288,0 |
| 38 | 2014/15 | Diamantino | MT | P98Y51 RR | 8.5 | 15/11/2014 | 3 | 3 | - | - | 3372,0 |
| 39 | 2014/15 | Diamantino | MT | TMG 4182 | 8.2 | 05/11/2014 | 9 | 3 | 68,0 | 8,5 | 4848,0 |
| 40 | 2014/15 | Diamantino | MT | MSOY 9144 RR | 9.1 | 25/11/2014 | 9 | 3 | 1312,5 | 100,0 | 2691,0 |
| 41 | 2013/14 | Riachões das neves | BA | TMG 132 RR | 8.5 | 29/12/2013 | 7 | 5 | - | 57,0 | 1015,5 |
| 42 | 2014/15 | Primavera do leste | MT | TMG 132 RR | 8.5 | 30/10/2014 | 7 | 3 | 534,9 | 41,0 | 1218,0 |
| 43 | 2013/14 | Diamantino | MT | MSOY 9144 RR | 9.1 | 30/11/2013 | 12 | 5 | 2439,3 | 100,0 | 1379,4 |
| 44 | 2013/14 | Diamantino | MT | MSOY 8757 RR | 8.7 | 04/12/2013 | 11 | 9 | 1539,3 | 100,0 | 168,0 |
| 45 | 2013/14 | Diamantino | MT | TMG 803 | 8.7 | 11/10/2013 | 13 | 11 | - | - | 3960,0 |

mesmo estudo. O modelo leva em conta as correlações quando da estimativa dos efeitos.

No modelo, usou-se o logaritmo das médias de severidade e produtividade em cada tratamento reportadas nos ensaios para fins de normalidade (Paul et al., 2008). O modelo multivariado estima conjuntamente a média de cada tratamento no mesmo modelo, pois considera uma matriz de variância-covariância entre estudos e as correlações entre as respostas. A matriz foi primeiramente estimada usando uma estrutura mais complexa de variância-covariância, a “não estruturada”. No caso não haver convergência, o que ocorreu em alguns casos, foi usada estrutura mais simplificada como a simetria composta heterogênea. Os modelos foram ajustados por máxima verossimilhança usando o pacote *metafor* (Viechtbauer 2010) do ambiente estatístico e computacional R (R Core Team 2012).

Uma vez que o modelo estima as médias em logaritmo, a diferença dos logs das médias estimadas para os tratamento fungicida e o tratamento (T) controle (C) ou referência ($\bar{L} = \hat{\mu}_T - \hat{\mu}_C$), no caso o intercepto estimado, é igual ao log da razão de resposta. O logo da razão é então usado para calcular a eficácia de controle (C) e o retorno em produtividade (P), em relação à testemunha ou ao tratamento sem o MANC, conforme o caso, e seus respectivos erro padrão e intervalos de confiança. Para tal, calcula-se da seguinte forma: $\bar{C} = (1 - (\exp(\bar{L}_{sev})) \times 100)$ e $\bar{P} = ((\exp(\bar{L}_{prod}) - 1) \times 100)$, respectivamente.

2.4 - Variáveis moderadoras

A estratégia de análise considerou duas abordagens. Primeiramente os tratamentos foram classificados com base em uma variável indicadora da adição ou não de MANC, independente dos produtos comerciais. Assim, o modelo foi modificado para considerar cada entrada do tratamento fungicida como um fator de efeito aleatório dentro de cada ensaio. Na

sequência, foram estimados os efeitos para cada mistura comercial dos fungicidas com e sem o MANC. Em todos os casos anteriores, o modelo foi expandido para avaliar se a heterogeneidade poderia ser explicada por características relacionadas aos estudos, no caso a severidade da doença na testemunha como indicadora da condição máxima de doença. Os estudos foram então divididos em duas categorias, usando o limiar de 60% de severidade na testemunha. O procedimento de ajuste do modelo foi idêntico ao descrito anteriormente (Paul et al. 2008).

3- Resultados

3.1 - Revisão sistemática

A revisão sistemática identificou no banco de dados da UPL uma população inicial de 126 laudos de experimentos de campo de avaliação de misturas comerciais de fungicidas com ou sem o MANC adicionado. Dentre as variáveis analisadas nos ensaios, além da (i) severidade em R6 e (ii) produtividade, que constavam no maior número de ensaios, também havia informações sobre (iii) o peso de mil grãos (PMG), (iv) percentual de desfolha e (v) área abaixo da curva de progresso da severidade da ferrugem. Além da ferrugem, havia informação sobre outras doenças como oídio, cercosporiose, septoriose, antracnose e mancha-alvo.

Após a aplicação dos critérios de exclusão, restaram 45 ensaios conduzidos durante 3 safras em 21 municípios de 8 estados do Brasil (Figura 1 e Tabela 1). Nesses ensaios foram avaliados cinco fungicidas “padrão de mercado”, aplicados de forma isolada ou com a adição de MANC, totalizando 10 tratamentos (Tabela 1). Do total de 505 tratamentos (entradas de médias das parcelas) nos 45 ensaios, houve uma redução para 381 tratamentos após a seleção dos fungicidas de interesse com base no critério do número mínimo de ensaios para a metanálise (Tabela 2).

No conjunto final, um total de 25 cultivares foram utilizadas nos ensaios, sendo as três mais frequentes as TMG 132 RR (6 ensaios), BMX

Potência RR (5 ensaios) e Msoy 9144 RR (5 ensaios). Dentre os grupos de maturação das cultivares, esses variaram de 5.8 a 9.1 O número de tratamentos avaliados por cultivar variou de 23 a 50 com média de 33,6 tratamentos após a seleção dos fungicidas.

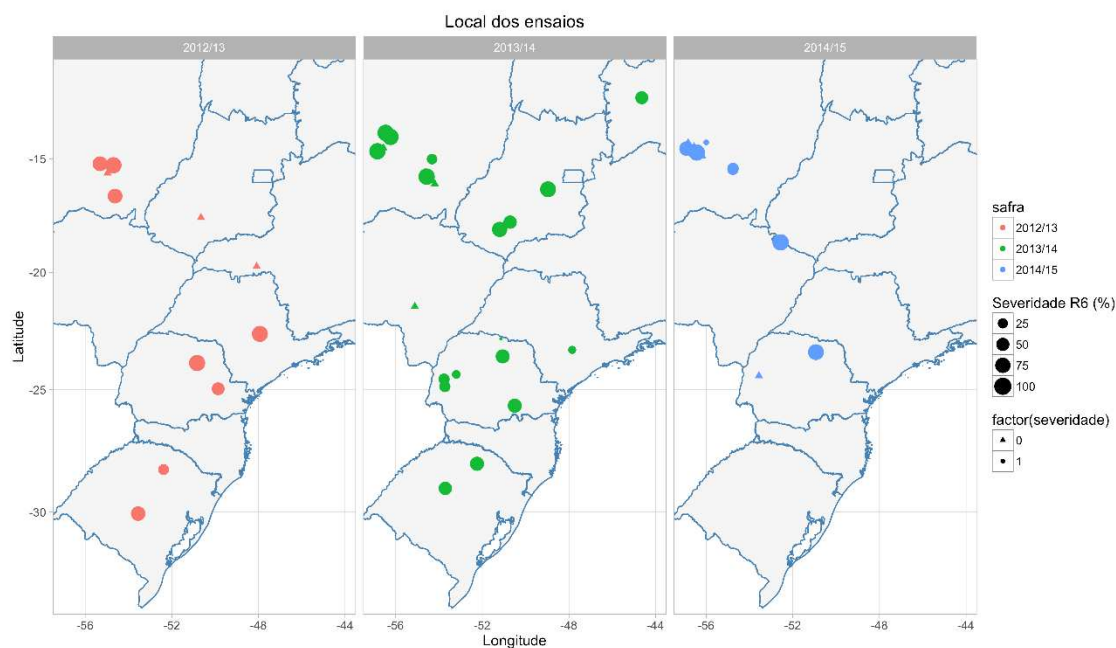


Figura 1. Localização geográfica dos ensaios de campo para avaliação de fungicidas para o manejo da ferrugem asiática conduzidos ou contratados pela área técnica da UPL do Brasil no período de três anos. O tamanho do círculo indica a severidade da doença no tratamento testemunha. Os símbolos diferentes indicam a presença ou ausência do dado de severidade da ferrugem asiática em estágio R6.

3.2 - Severidade da ferrugem asiática e produtividade da soja

A severidade média na testemunha nos ensaios selecionados variou de 5,8% a 100% com média de 65%, considerando as três safras, as quais apresentaram-se similares quanto à distribuição dos valores de severidade (Figura 1 e 2). Conforme esperado, os tratamentos com fungicidas comerciais, aplicados isoladamente ou em mistura com MANC, apresentaram valores mais baixos de severidade, com medianas ao redor de 20% de severidade e 50% dos valores entre 5% e 50% de severidade

(Figura 3), comparados à testemunha sem aplicação. Dentre os fungicidas selecionados, com exceção das misturas contendo ciproconazole, todos apresentaram medianas abaixo de 15%, com valores consistentemente e ligeiramente mais baixos do quando foi adicionado MANC (Figura 4).

Tabela 2. Informações e características dos tratamentos fungicidas selecionados do banco de dados da UPL do Brasil e utilizados no estudo metanalítico da performance individual ou com adição de mancozebe quando a aplicação para o controle da ferrugem asiática da soja.

| Código ^a | <i>n</i> ^b | <i>k</i> ^c | Produto Comercial ^d | Dose ^e (g p.c./ha) |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------------------|----------------------------------|
| Azox + Cipr | 32 | 48 | Priori Xtra | 300 |
| Pico + Cipr | 27 | 35 | Aproach Prima | 300 |
| Pico + Tebu | 20 | 28 | Horos | 500 |
| Pira + Epox | 21 | 23 | Opera | 500 |
| Trif + Prot | 31 | 33 | Fox | 400 |

^a Azox = Azoxtrobina, Pico = Picoxistrobina, Pira = Piraclostrobina, Trif = Trifloxistrobina, Cipr = Ciproconazole, Tebu = Tebuconazole, Epox = Epoxiconazole, Prot = Proticonazole, Manc = Mancozebe.

^b Número de ensaios em que há entrada do produto.

^c Número de entradas presentes em todos os ensaios.

^d Produtos comerciais utilizados nos ensaios

^e Dose comercial dos produtos utilizados conforme bula dos produtos

Em relação à produtividade da soja nos tratamentos testemunhas sem aplicação, verificou-se variação entre as safras, cujas médias mais altas foram observadas nos ensaios conduzidos na safra 2014/15, (com média de 2.763 kg/ha) seguido da safra 2013/14 (1.984 kg/ha) e 2012/13 (1.922 kg/ha), a qual apresentou menor variação dentro da safra, comparada as outras safras (Figura 5). A produtividade foi, em geral mais alta, nos tratamentos com aplicação de fungicidas, com ou sem MANC, comparado a testemunha. A média dos fungicidas comerciais aplicados isoladamente foi de 2.723 kg/ha, com um ligeiro aumento na média dos tratamentos quando da adição de MANC (2.864 kg/ha) (Figura 6). Comparando-se os cinco produtos, a produtividade média foi

consistentemente mais alta nos tratamentos com a adição MANC, com destaque para Trif + Prot + Manc, que foi o tratamento com a maior média de produtividade (3.085 kg/ha) (Figura 7).

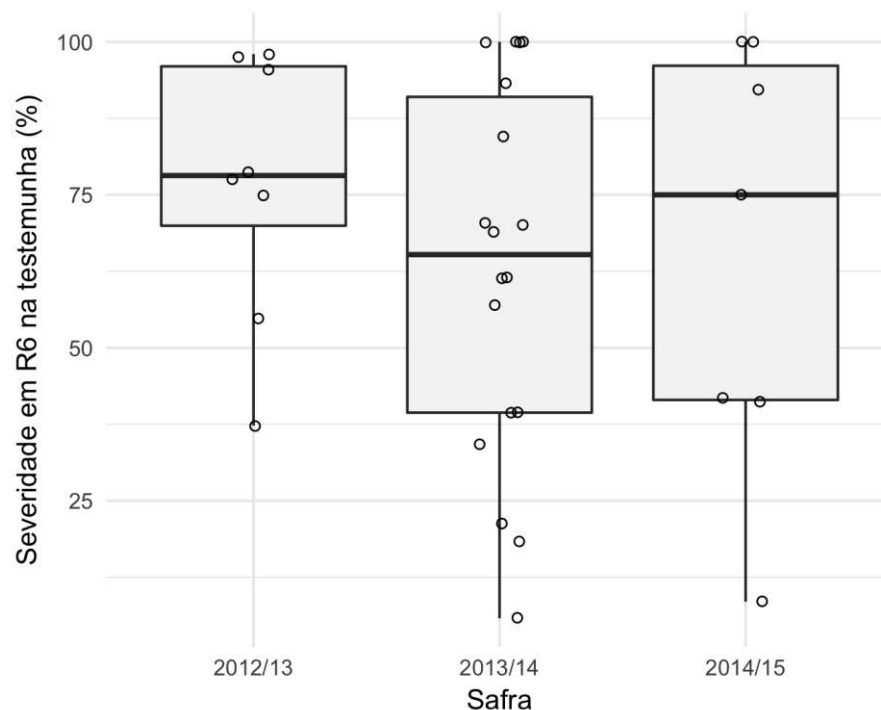


Figura 2. Distribuição dos valores individuais de severidade da ferrugem asiática em R6 nos tratamentos testemunhas conduzidos ou contratados pela área técnica da UPL do Brasil no período de três anos.

3.3 - Metanálise

3.3.1 - Eficácia geral de fungicidas sem e com MANC

Houve efeito significativo ($P < 0.05$) dos fungicidas na redução da severidade de ferrugem asiática em relação à testemunha sem aplicação com base na estatística Z. A adição de mancozebe em quaisquer das misturas de fungicidas promoveu um aumento na eficácia média geral de controle de 67,3% para 75,8%. Houve efeito significativo da variável pressão de doença ($P < 0.05$), sendo que os níveis de controle foram sempre mais altos em situação de menor pressão de doença, com valores

médios de até 80% de eficácia de controle com a adição de MANC (Tabela 3).

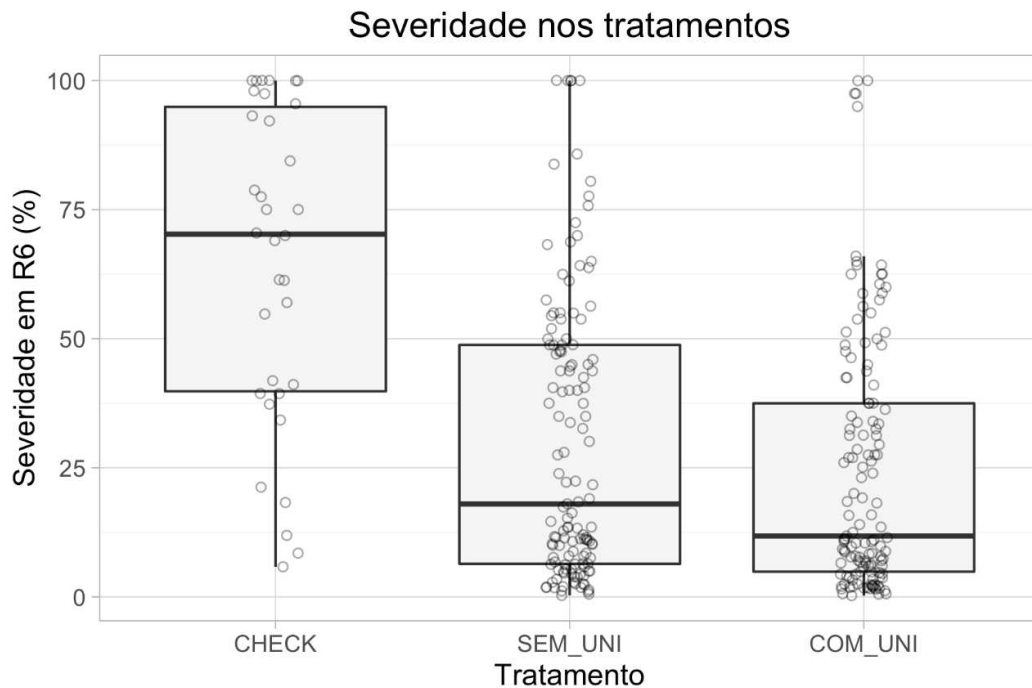


Figura 3. Distribuição dos valores individuais de severidade da ferrugem asiática em R6 nos tratamentos testemunhas, sem a adição de mancozebe (SEM_UNI) e com adição de mancozebe (COM_UNI), conduzidos ou contratados pela área técnica da UPL do Brasil nas safras de 2012/13 a 2014/15.

3.3.2 - Ganho geral da adição do MANC

Quando feito o contraste do tratamento com MANC com a mistura isolada, o incremento relativo na eficácia de controle foi estimado entre 25,2% e 27% considerando as estimativas pelo modelo sem ou com a moderadora pressão da doença. No entanto, sob condições de epidemias mais severas, há uma incerteza mais alta na estimativa da eficácia média, que variou de valores negativos até 48% (Tabela 4).

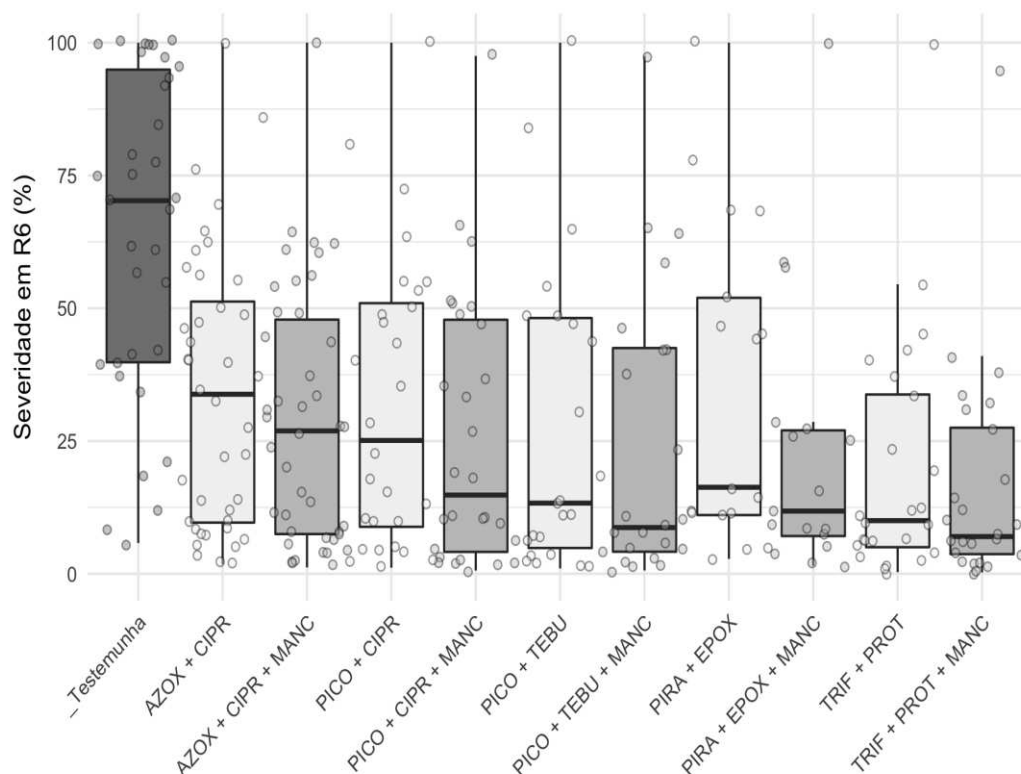


Figura 4. Distribuição dos valores individuais de severidade da ferrugem asiática em R6 nos tratamentos testemunhas, tratamentos individuais sem a adição de mancozebe e com adição de mancozebe, conduzidos ou contratados pela área técnica da UPL do Brasil nas safras de 2012/13 a 2014/15.

3.3.3 - Eficácia média por fungicidas sem e com MANC

Todos os fungicidas foram eficazes em reduzir significativamente a severidade da doença ($P < 0.05$) em relação ao tratamento testemunha. No entanto, há clara variação entre os fungicidas os quais, sem MANC, mostraram eficácias variando de 44,6% a 77,3% e com MANC, de 65,2% até 81,7% (Tabela 5).

3.3.4 – Ganho em eficácia com a adição de MANC por fungicida

O ganho relativo da adição de MANC em fungicidas individuais variou de 18,2% (Pico + Tebu) a 37,1% (Pico + Epoxi). Os mesmos tratamentos apresentaram maior e menor incremento quando isolamos os estudos com tratamento Controle com severidade maior que 60%, com 38,2% e 18,4%, respectivamente. Para estudos com severidade menor que 60% no tratamento Controle, o maior incremento de controle foi Pico + Cipro com 39,3% e o menor incremento o de Trif + Prot com 15,9% (Tabela 6).

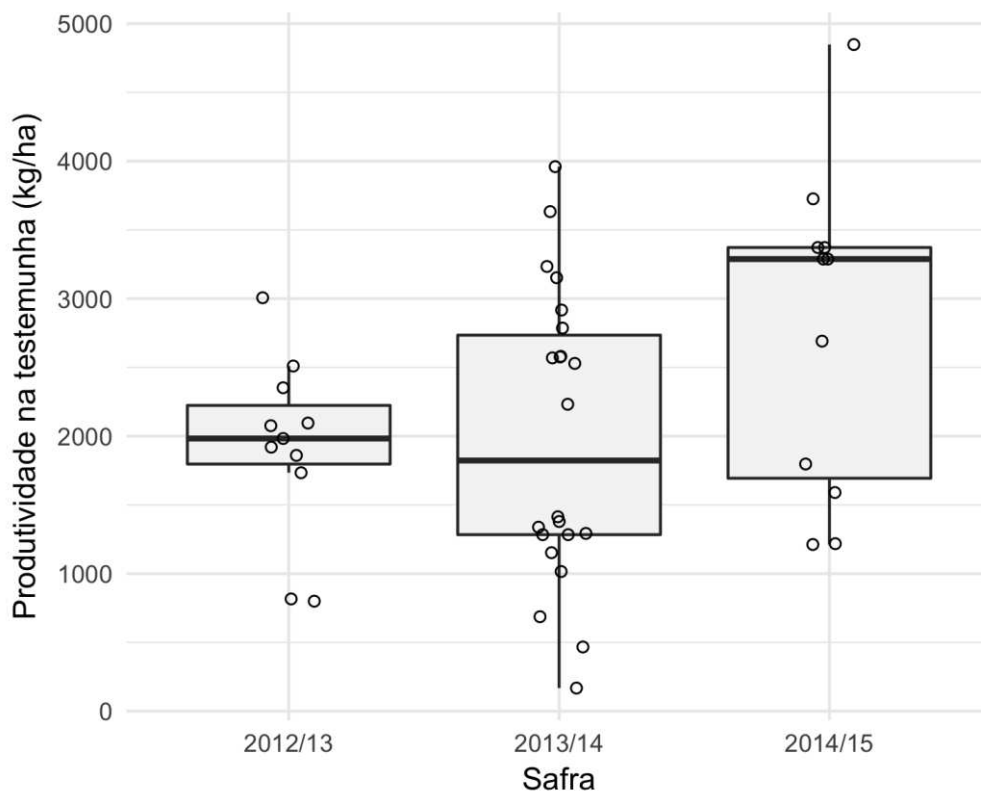


Figura 5. Distribuição dos valores individuais de produtividade nos tratamentos testemunhas conduzidos ou contratados pela área técnica da UPL do Brasil no período de três anos.

3.3.5 - Incremento em produtividade em fungicidas sem e com MANC

O retorno estimado em produtividade do grupo de produtos sem MANC foi de 36,12%, em relação ao tratamento Controle. Com a adição de MANC, o retorno em produtividade foi estimado em 48%. Para condições

de epidemias menos severas, o retorno em produtividade foi geralmente menor com a aplicação de fungicidas, quando sob condições severas, com valores variando de 31,1% a 39,6% sem MANC e de 39,6% e 53,7% com MANC (Tabela 7).

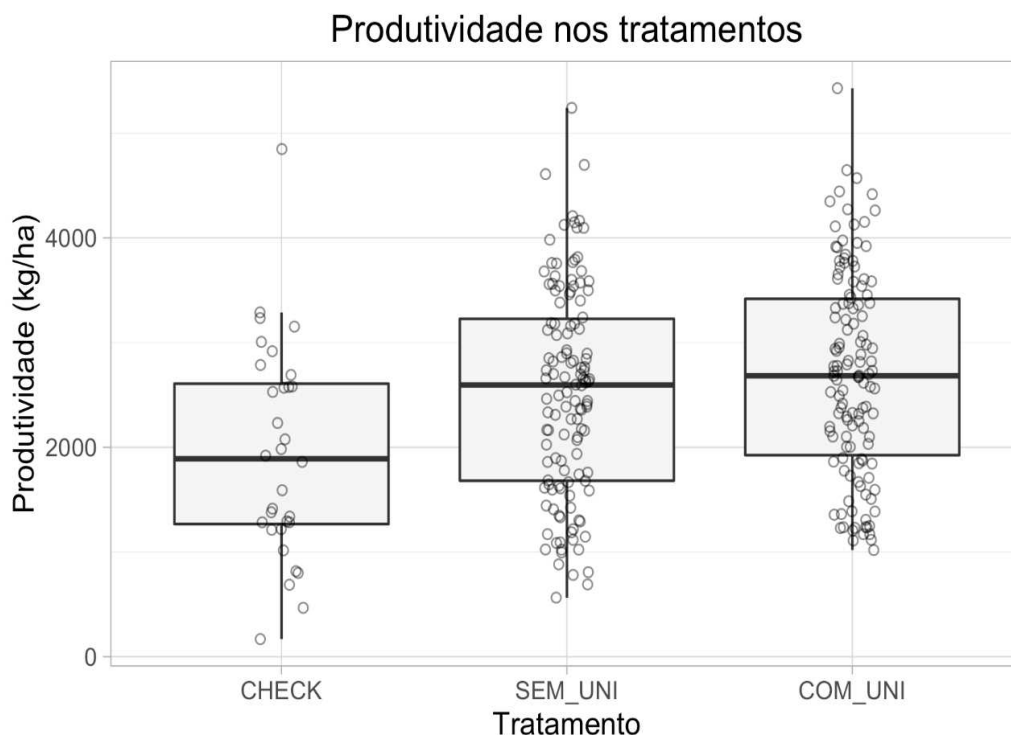


Figura 6. Distribuição dos valores individuais de produtividade dos tratamentos testemunhas (CHECK), sem a adição de mancozebe (SEM_UNI) e com adição de mancozebe (COM_UNI), conduzidos ou contratados pela área técnica da UPL do Brasil nas safras de 2012/13 a 2014/15

3.3.6 - Ganho geral em produtividade com adição de MANC em fungicidas

Com a adição de MANC o ganho médio em produtividade em relação ao fungicida aplicado isoladamente foi de 8,7%, com um ligeiro incremento para 10% sob condições de epidemias mais severas. Para os grupos de severidade de menor e maior que 60%, o retorno foi de 6,5% e 10,1% respectivamente (Tabela 8).

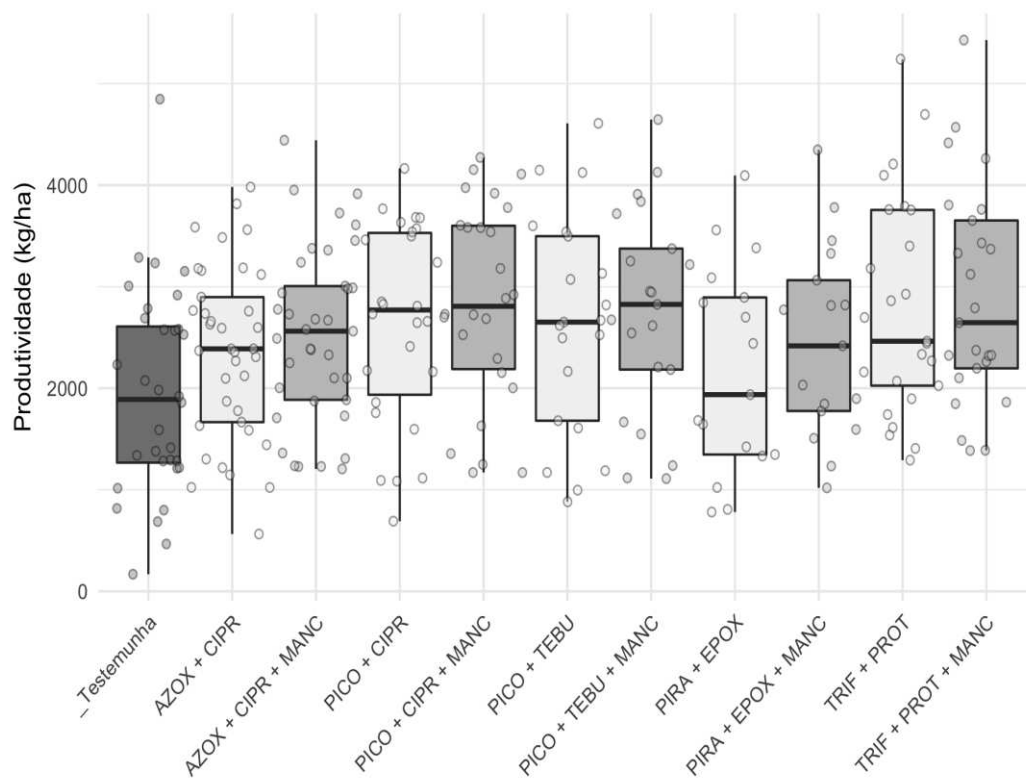


Figura 7. Distribuição dos valores individuais de produtividade dos tratamentos testemunhas, tratamentos isolados sem a adição de mancozebe e com adição de mancozebe, conduzidos ou contratados pela área técnica da UPL do Brasil nas safras de 2012/13 a 2014/15

3.3.7 - Incremento em produtividade sem e com MANC por fungicida

Sem MANC, o incremento relativo em produtividade variou de 16,5% (Pira + Epox) a 46,7% (Trif + Prot). Com MANC, variou de 31,7% a 52,6 % para os mesmos fungicidas (Tabela 9). O ganho médio por fungicida, quando da adição de MANC relativo ao fungicida sem MANC variou de 4,7% (Pico + Tebu) a 13,6 % (Pira + Epox). De maneira geral, o incremento foi consistentemente mais alto sob condições de maior favorabilidade às epidemias, porém com maior incerteza na estimativa da média. Na média, ganhos superiores a 20% foi estimado quando adicionado MANC na mistura Pira + Epox, sob tais condições (Tabela 10).

Tabela 3. Estimativa geral e condicionada pela severidade da ferrugem da soja na testemunha do ensaio, do logaritmo da razão de resposta da severidade (L_{sev}) e a respectiva transformação para eficácia de controle, por um modelo de metanálise para dados de ensaios para avaliação de fungicidas aplicado isoladamente e com adição de mancozebe (MANC), conduzidos pela empresa UPL de 2012/13 a 2014/15

| Fungicida ^a | n^b | k^c | Medida de efeito ^d | | | | Efic. de Controle. (%) ^e | | |
|------------------------|-------|-------|-------------------------------|--------------------|------------|------------|-------------------------------------|------------|------------|
| | | | \bar{L}_{sev} | E.P. (\bar{L}) | IC_{Inf} | IC_{Sup} | \bar{C} | IC_{Inf} | IC_{Sup} |
| Sem MANC | 45 | 167 | -1,117 | 0,109 | -1,33 | -0,90 | 67,2 | 59,53 | 73,55 |
| <60% | 13 | 47 | -1,443 | 0,161 | -1,12 | -1,76 | 76,7 | 67,47 | 82,85 |
| >60% | 21 | 86 | -0,913 | 0,366 | -0,19 | -1,63 | 59,7 | 17,31 | 80,48 |
| Com MANC | 45 | 169 | -1,425 | 0,120 | -1,66 | -1,19 | 75,77 | 69,37 | 80,83 |
| <60% | 13 | 47 | -1,758 | 0,190 | -1,38 | -2,13 | 83,14 | 75,00 | 88,11 |
| >60% | 21 | 88 | -1,204 | 0,428 | -0,36 | -2,04 | 70,04 | 30,59 | 87,03 |

^aIngredientes ativos: Tabela 1.

^bNúmero total de ensaios usados na análise.

^cNúmero de entradas presentes em todos os ensaios.

^dLog da razão de resposta média (\bar{L}_{sev}) para o efeito de cada fungicida na severidade da Ferrugem-asiática em relação ao tratamento controle, erro padrão do \bar{L}_{sev} (E.P. (\bar{L})), limites inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{L}_{sev} .

^eEficácia média de controle (\bar{C}) e limite inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{C} estimados pela transformação reversa do \bar{L}_{sev} e dos limites do intervalo de confiança, como $\bar{C} = (1 - \exp(\bar{L}_{sev})) \times 100$.

4 - Discussão

O presente estudo é o primeiro sumário quantitativo da performance de um fungicida multi-sítio utilizado em associação com misturas comerciais de triazol e estrobilurina em um conjunto de ensaios de campo. Os trabalhos anteriores, utilizando a metanálise para sumarizar resultados de controle e retorno em rendimento da soja, como resposta ao uso de fungicida, analisaram dados apenas de produtos sistêmicos (Scherer et al., 2009) ou no estudo da relação entre a produtividade e a severidade da doença em ensaios de avaliação de fungicidas (Dalla Lana et al., 2015).

Tabela 4. Estimativa geral e condicionada pela severidade da ferrugem da soja nos tratamentos sem mancozebe (MANC), do logaritmo da razão de resposta da severidade (L_{sev}) e a respectiva transformação para eficácia de controle, por um modelo de metanálise para dados de ensaios para avaliação de fungicidas aplicado com adição de MANC, conduzidos pela empresa UPL de 2012/13 a 2014/15

| Fung ^a | <i>n</i> ^b | <i>k</i> ^c | Medida de efeito ^d | | | | Eficácia de Controle. (%) ^e | | |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------------|--------------------|------------|------------|--|------------|------------|
| | | | \bar{L}_{sev} | E.P. (\bar{L}) | IC_{Inf} | IC_{Sup} | \bar{C} | IC_{Inf} | IC_{Sup} |
| Com MANC | 45 | 169 | -0,300 | 0,048 | -0,206 | -0,396 | 25,95 | 18,62 | 32,62 |
| <60% | 13 | 47 | -0,315 | 0,087 | -0,144 | -0,486 | 27,01 | 13,41 | 38,46 |
| >60% | 21 | 88 | -0,291 | 0,193 | 0,088 | -0,669 | 25,23 | -9,17 | 48,79 |

^aIngredientes ativos: Tabela 1.

^bNúmero total de ensaios usados na análise.

^cNúmero de entradas presentes em todos os ensaios.

^dLog da razão de resposta média (\bar{L}_{sev}) para o efeito de cada fungicida na severidade da Ferrugem-asiática em relação ao tratamento controle, erro padrão do \bar{L}_{sev} (E.P. (\bar{L})), limites inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{L}_{sev} .

^eEficácia média de controle (\bar{C}) e limite inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{C} estimados pela transformação reversa do \bar{L}_{sev} e dos limites do intervalo de confiança, como $\bar{C} = (1 - \exp(\bar{L}_{sev})) \times 100$.

Ainda, a eficácia média de controle das misturas de produtos sistêmicos (triazol + estrobilurina) estimada em 67,2% foi similar ao relatado por Scherm et al. (2009), de 64,3% na média das misturas apresentadas. Porém o incremento em produtividade foi menor, sendo de 36,1% no presente estudo, contrastando com 50,7% do estudo anterior. Analisando os produtos individualmente, os resultados de eficácia de controle (retorno em produtividade) encontrados para Azox + Ciper e Pira + Epox foi de 65% (26%) e 45%(16%), enquanto Scherm et al. (2009) reportou 76%(58%) e 61%(56%) respectivamente.

A eficácia de controle de produtos de ação multi-sítio aplicados de forma isolada pode até ser melhor quando comparado aos produtos sistêmicos. Um trabalho conduzido em casa de vegetação mostrou eficácia de controle de ferrugem a níveis de 86% de controle de MANC, enquanto misturas de triazol + estrobilurina como Ciper + Trif e Tebu + Trif, obtiveram controle de 70% e 77%, respectivamente (Ponce Ortiz 2015).

Tabela 5. Estimativa geral e condicionada pela severidade da ferrugem da soja na testemunha do ensaio, do logaritmo da razão de resposta da severidade (L_{sev}) e a respectiva transformação para eficácia de controle, por um modelo de metanálise para dados de ensaios para avaliação de fungicidas aplicado isoladamente e com adição de mancozebe (MANC), conduzidos pela empresa UPL de 2012/13 a 2014/15

| Fungicida ^a | n^b | k^c | Medida de efeito ^d | | | | Eficácia de Controle. (%) ^e | | |
|------------------------|-------|-------|-------------------------------|--------------------|------------|------------|--|------------|------------|
| | | | \bar{L}_{sev} | E.P. (\bar{L}) | IC_{Inf} | IC_{Sup} | \bar{C} | IC_{Inf} | IC_{Sup} |
| Azox + Cipr | 27 | 40 | -1,039 | 0,110 | -1,254 | -0,825 | 64,63 | 56,16 | 71,46 |
| + Manc | 27 | 42 | -1,325 | 0,119 | -1,558 | -1,093 | 73,43 | 66,47 | 78,95 |
| Pico + Cipr | 22 | 28 | -1,075 | 0,118 | -1,306 | -0,843 | 65,86 | 56,97 | 72,91 |
| + Manc | 22 | 28 | -1,440 | 0,140 | -1,714 | -1,165 | 76,30 | 68,81 | 81,99 |
| Pico + Tebu | 17 | 23 | -1,312 | 0,139 | -1,584 | -1,040 | 73,07 | 64,64 | 79,48 |
| + Manc | 17 | 23 | -1,514 | 0,149 | -1,806 | -1,222 | 77,99 | 70,52 | 83,57 |
| Pira + Epox | 16 | 17 | -0,592 | 0,111 | -0,808 | -0,375 | 44,65 | 31,27 | 55,43 |
| + Manc | 16 | 17 | -1,056 | 0,122 | -1,296 | -0,816 | 65,21 | 55,78 | 72,63 |
| Trif + Prot | 24 | 25 | -1,486 | 0,119 | -1,719 | -1,252 | 77,36 | 71,40 | 82,08 |
| + Manc | 24 | 25 | -1,702 | 0,123 | -1,942 | -1,461 | 81,70 | 76,80 | 85,66 |

^aIngredientes ativos: Tabela 1.

^bNúmero total de ensaios usados na análise.

^cNúmero de entradas presentes em todos os ensaios.

^dLog da razão de resposta média (\bar{L}_{sev}) para o efeito de cada fungicida na severidade da Ferrugem-asiática em relação ao tratamento controle, erro padrão do \bar{L}_{sev} (E.P. (\bar{L})), limites inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{L}_{sev} .

^eEficácia média de controle (\bar{C}) e limite inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{C} estimados pela transformação reversa do \bar{L}_{sev} e dos limites do intervalo de confiança, como $\bar{C} = (1 - \exp(\bar{L}_{sev})) \times 100$.

Os ganhos de eficácia de controle com a adição de mancozebe, que variaram de 18% até 37% para os fungicidas corroboram com resultados relatados na literatura em ensaios independentes de pesquisadores e da rede do consórcio antiferrugem, que é a de um ganho de performance com a adição do mancozebe (Ponce Ortiz 2015; Godoy et al. 2015; Alves 2016; Godoy et al. 2016).

As misturas de mancozebe com outros fungicidas é uma estratégia usada em outras culturas (Gullino et al. 2010), como na batata, onde a mistura com fenilamidas, proporcionou sinergismo no controle de

Phytophthora infestans (Gisi e Cohen, 1996), no amendoim para controle de *Cercospora* sp. com benzimidazóis (Smith 1988) e em videira para o controle de *Plasmopara viticola* com uso de azoxistrobina e folpet (Genet et al. 2006; Sierotzki et al 2008)

Tabela 6. Estimativa geral e condicionada pela severidade da ferrugem da soja nos tratamentos sem mancozebe (MANC), do logaritmo da razão de resposta da severidade (\bar{L}_{sev}) e a respectiva transformação para eficácia de controle, por um modelo de metanálise para dados de ensaios para avaliação de fungicidas aplicado com adição de MANC, conduzidos pela empresa UPL de 2012/13 a 2014/15

| Fungicida ^a | n ^b | k ^c | Medida de efeito ^d | | | | Eficácia de Controle. (%) ^e | | |
|------------------------|----------------|----------------|-------------------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--|-------------------|-------------------|
| | | | \bar{L}_{sev} | E.P. (\bar{L}) | IC _{Inf} | IC _{Sup} | \bar{C} | IC _{Inf} | IC _{Sup} |
| Azox + Cipr | 27 | 42 | -0,286 | 0,065 | -0,414 | -0,158 | 24,9 | 14,64 | 33,90 |
| <60% | 10 | 12 | -0,348 | 0,118 | -0,116 | -0,579 | 29,3 | 10,93 | 43,97 |
| >60% | 17 | 30 | -0,253 | 0,255 | 0,247 | -0,754 | 22,3 | -28,07 | 52,95 |
| Pico + Cipr | 22 | 28 | -0,365 | 0,083 | -0,528 | -0,202 | 30,5 | 18,29 | 41,03 |
| <60% | 7 | 9 | -0,500 | 0,148 | -0,211 | -0,789 | 39,3 | 19,02 | 54,57 |
| >60% | 15 | 19 | -0,287 | 0,320 | 0,339 | -0,914 | 24,9 | -40,37 | 59,90 |
| Pico + Tebu | 17 | 23 | -0,202 | 0,091 | -0,379 | -0,025 | 18,2 | 2,43 | 31,57 |
| <60% | 6 | 8 | -0,203 | 0,159 | 0,109 | -0,516 | 18,3 | -11,55 | 40,29 |
| >60% | 11 | 15 | -0,203 | 0,305 | 0,479 | -0,886 | 18,4 | -61,41 | 58,76 |
| Pira + Epox | 16 | 17 | -0,464 | 0,101 | -0,662 | -0,267 | 37,4 | 23,42 | 48,40 |
| <60% | 7 | 7 | -0,299 | 0,165 | 0,025 | -0,622 | 25,8 | -2,49 | 46,30 |
| >60% | 9 | 10 | -0,481 | 0,372 | 0,249 | -1,211 | 38,2 | -28,21 | 70,22 |
| Trif + Prot | 24 | 25 | -0,216 | 0,090 | -0,393 | -0,039 | 19,4 | 3,86 | 32,48 |
| <60% | 13 | 14 | -0,173 | 0,144 | 0,109 | -0,455 | 15,9 | -11,46 | 36,54 |
| >60% | 11 | 11 | -0,300 | 0,324 | 0,335 | -0,934 | 25,9 | -39,82 | 60,72 |

^aIngredientes ativos: Tabela 1.

^bNúmero total de ensaios usados na análise.

^cNúmero de entradas presentes em todos os ensaios.

^dLog da razão de resposta média (\bar{L}_{sev}) para o efeito de cada fungicida na severidade da Ferrugem-asiática em relação ao tratamento controle, erro padrão do \bar{L}_{sev} (E.P. (\bar{L})), limites inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{L}_{sev} .

^eEficácia média de controle (\bar{C}) e limite inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{C} estimados pela transformação reversa do \bar{L}_{sev} e dos limites do intervalo de confiança, como $\bar{C} = (1 - \exp(\bar{L}_{sev})) \times 100$.

Tabela 7. Estimativa geral e condicionada pela produtividade da ferrugem da soja na testemunha do ensaio, do logaritmo da razão de resposta da severidade (L_{prod}) e a respectiva transformação pelo retorno em produtividade, por um modelo de metanálise para dados de ensaios para avaliação de fungicidas aplicado isoladamente e com adição de mancozebe (MANC), conduzidos pela empresa UPL de 2012/13 a 2014/15

| Fungicida ^a | n^b | k^c | Medida de efeito ^d | | | | Retorno em produtividade (%) ^e | | |
|------------------------|-------|-------|-------------------------------|--------------------|------------|------------|---|------------|------------|
| | | | \bar{L}_{prod} | E.P. (\bar{L}) | IC_{Inf} | IC_{Sup} | \bar{P} | IC_{Inf} | IC_{Sup} |
| Sem MANC | 44 | 166 | 0,308 | 0,036 | 0,238 | 0,379 | 36,12 | 26,81 | 46,11 |
| <60% | 13 | 47 | 0,271 | 0,057 | 0,159 | 0,382 | 31,06 | 17,19 | 46,57 |
| >60% | 20 | 85 | 0,334 | 0,131 | 0,078 | 0,590 | 39,60 | 8,08 | 80,31 |
| Com MANC | 44 | 166 | 0,392 | 0,040 | 0,314 | 0,470 | 47,99 | 36,88 | 60,02 |
| <60% | 13 | 47 | 0,334 | 0,062 | 0,212 | 0,456 | 39,64 | 23,59 | 57,76 |
| >60% | 20 | 85 | 0,430 | 0,143 | 0,150 | 0,709 | 53,70 | 16,21 | 103,26 |

^aIngredientes ativos: Tabela 1.

^bNúmero total de ensaios usados na análise.

^c Número de entradas presentes em todos os ensaios.

^dLog da razão de resposta média (\bar{L}_{prod}) para o efeito de cada fungicida na produtividade de soja em relação ao tratamento controle, erro padrão do \bar{L}_{prod} (E.P. (\bar{L})), limites inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{L}_{prod} .

^eRetorno em produtividade (\bar{P}) e limite inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{P} estimados pela transformação reversa do \bar{L}_{prod} e dos limites do intervalo de confiança como, $\bar{P} = (\exp(\bar{L}_{prod}) - 1) \times 100$.

Houve um ganho de produtividade em todos os tratamentos analisados, seguindo a mesma tendência de melhoria que os dados de severidade. Os resultados de incremento de produtividade vão de encontro com os apresentados por Bigolin (2015), Ponce Ortiz (2015), Godoy et al (2015) e Godoy et al (2016), que apresentaram aumentos de produtividade com a adição de MANC.

Tabela 8. Estimativa geral e condicionada pela produtividade da ferrugem da soja nos tratamentos sem mancozeb (MANC), do logaritmo da razão de resposta da severidade (L_{prod}) e a respectiva transformação pelo retorno em produtividade, por um modelo de metanálise para dados de ensaios para avaliação de fungicidas aplicado isoladamente e com adição de mancozebe (MANC), conduzidos pela empresa UPL de 2012/13 a 2014/15

| Fungicida ^a | Medida de efeito ^d | | | | Retorno em produt. (%) ^e | | |
|------------------------|-------------------------------|--|--|--|-------------------------------------|--|--|
|------------------------|-------------------------------|--|--|--|-------------------------------------|--|--|

| | n^b | k^c | \bar{L}_{prod} | E.P. (\bar{L}) | IC_{Inf} | IC_{Sup} | \bar{P} | IC_{Inf} | IC_{Sup} |
|----------|-------|-------|------------------|--------------------|------------|------------|-----------|------------|------------|
| Com MANC | 44 | 166 | 0,084 | 0,025 | 0,036 | 0,132 | 8,73 | 3,61 | 14,10 |
| <60% | 13 | 47 | 0,063 | 0,041 | -0,151 | 0,142 | 6,55 | -14,02 | 15,25 |
| >60% | 20 | 85 | 0,096 | 0,093 | -0,217 | 0,274 | 10,10 | -19,54 | 31,50 |

^aIngredientes ativos: Tabela 1.

^bNúmero total de ensaios usados na análise.

^c Número de entradas presentes em todos os ensaios.

^dLog da razão de resposta média (\bar{L}_{prod}) para o efeito de cada fungicida na produtividade de soja em relação ao tratamento controle, erro padrão do \bar{L}_{prod} (E.P. (\bar{L})), limites inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{L}_{prod} .

^eRetorno em produtividade (\bar{P}) e limite inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{P} estimados pela transformação reversa do \bar{L}_{prod} e dos limites do intervalo de confiança como, $\bar{P} = (\exp(\bar{L}_{prod}) - 1) \times 100$.

Claramente houve um ganho na eficácia de controle com a adição de MANC, tanto para o grupo de tratamentos, como por produto, tanto quando comparado com o tratamento controle, bem como comparada tratamentos com a adição em relação à sem a adição. O tratamento com maior incremento na eficácia de controle foi o da mistura de Pira + Epox com 37,40%, seguido de Pico + Cidr 30,5%, Azox + Cidr 24,9%, Trif + Prot 19,4% e Pico + Tebu 18,2%. Resultados similares foram relatados por Godoy et al (2015), com aumento de 145,45% para ensaios com adição de MANC em Pira + Epox. No mesmo ensaio, Godoy et al (2015) obteve aumento de 19,29% no controle de ferrugem com a adição MANC junto ao piraclostrobina + fluxapiroxade. Alves (2016), relatou aumento na eficácia de controle de Trif + Prot em 12,15% e 9,76% para azoxistrobina + benzovindiflupir com a adição MANC. Para o mesmo produto Godoy et al (2016), encontrou aumento de controle de 5,19%, que apesar de o incremento ficar em sua maioria abaixo de 10% de ganho em eficácia de controle, este incremento já é o suficiente para manter os produtos acima de 80% de controle. No mesmo estudo foi estimado incremento de 43,18% para Pico + Cidr quando adicionado MANC.

Tabela 9. Estimativa geral e condicionada pela produtividade da ferrugem da soja na testemunha do ensaio, do logaritmo da razão de resposta da severidade (L_{prod}) e a respectiva transformação pelo retorno em

produtividade, por um modelo de metanálise para dados de ensaios para avaliação de fungicidas aplicado isoladamente e com adição de mancozebe (MANC), conduzidos pela empresa UPL de 2012/13 a 2014/15

| Fungicida ^a | <i>n</i> ^b | <i>k</i> ^c | Medida de efeito ^d | | | | Retorno em produt. (%) ^e | | |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------------|--------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | | | \bar{L}_{prod} | E.P. (\bar{L}) | <i>IC</i> _{Inf} | <i>IC</i> _{Sup} | \bar{P} | <i>IC</i> _{Inf} | <i>IC</i> _{Sup} |
| Azox + Cibr | 31 | 47 | 0,236 | 0,030 | 0,177 | 0,294 | 26,58 | 19,37 | 34,23 |
| + Manc | 31 | 47 | 0,319 | 0,034 | 0,253 | 0,386 | 37,63 | 28,83 | 47,03 |
| Pico + Cibr | 27 | 35 | 0,270 | 0,031 | 0,209 | 0,330 | 30,94 | 23,21 | 39,16 |
| + Manc | 27 | 35 | 0,349 | 0,034 | 0,282 | 0,416 | 41,76 | 32,60 | 51,56 |
| Pico + Tebu | 20 | 28 | 0,303 | 0,032 | 0,239 | 0,366 | 35,33 | 26,99 | 44,21 |
| + Manc | 20 | 28 | 0,349 | 0,035 | 0,280 | 0,419 | 41,79 | 32,29 | 51,97 |
| Pira + Epox | 21 | 23 | 0,153 | 0,033 | 0,087 | 0,218 | 16,50 | 9,11 | 24,39 |
| + Manc | 21 | 23 | 0,276 | 0,034 | 0,208 | 0,343 | 31,72 | 23,14 | 40,89 |
| Trif + Prot | 31 | 33 | 0,384 | 0,036 | 0,313 | 0,454 | 46,74 | 36,76 | 57,45 |
| + Manc | 31 | 33 | 0,423 | 0,038 | 0,348 | 0,497 | 52,63 | 41,68 | 64,42 |

^aIngredientes ativos: Tabela 1.

^bNúmero total de ensaios usados na análise.

^cNúmero de entradas presentes em todos os ensaios.

^dLog da razão de resposta média (\bar{L}_{prod}) para o efeito de cada fungicida na produtividade de soja em relação ao tratamento controle, erro padrão do \bar{L}_{prod} (E.P. (\bar{L})), limites inferior (*IC*_{Inf}) e superior (*IC*_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{L}_{prod} .

^eRetorno em produtividade (\bar{P}) e limite inferior (*IC*_{Inf}) e superior (*IC*_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{P} estimados pela transformação reversa do \bar{L}_{prod} e dos limites do intervalo de confiança como, $\bar{P} = (\exp(\bar{L}_{prod}) - 1) \times 100$.

Os maiores incrementos de eficácia de controle ocorreram sob condições de epidemias menos severa, sugerindo que ajustes ainda devem ser feitos para melhorar a performance dos fungicidas com adição de fungicida multi-sítio sob tais condições. Resultados semelhantes para controle de ferrugem foram encontrados por Scherm et al (2009), quando ensaios em que o tratamento Controle apresentava severidade abaixo de 40%, o controle foi acima de 70% e com severidades acima de 70% apresentavam controle próximo a 50%. Em geral, os maiores ganhos com mancozebe são verificados em condições de baixa pressão de doença (Gullino et al. 2010). Este efeito protetor pode ser explicado devido a molécula do mancozebe atuar no núcleo da célula do fungo inibindo

principalmente a germinação dos esporos (Szkolnik 1981; Wicks e Lee, 1982; Wong e Wilcox 2001), necessitando sempre ter uma camada do produto sobre a folha para que se tenha melhor controle (Gullino et al. 2010). Os valores aceitáveis de severidade antes da primeira aplicação são de 0,05%, correspondente a primeira pústula encontrada no baixeiro da cultura, pois acima disto começa a interferir no controle da doença (Scherer et al. 2009).

O ganho em produtividade com a adição de MANC foi significativo tanto para fungicidas individuais ou agrupados. O tratamento em que se obteve maior ganho relativo com a adição de MANC foi Pira + Epox com 13,06%, seguido de Azox + Ciper 8,73%, Pico + Ciper 8,26%, Pico + Tebu 4,77% e Trif + Prot 4,01%. Ganhos semelhantes em produtividade para Pira + Epox com a adição de MANC foram encontrados por Bigolin (2015) com 15,14% e Godoy et al (2015) com 16,94%. Godoy et al (2016) relatou ganho em produtividade de 10,47% quando adicionou MANC a Pico + Ciper. Os ganhos de incremento em produtividade também podem ser observados em outros produtos como 6,82% para piraclostrobina + fluxapiroxade (Godoy et al. 2015) e 2,63% para azoxitrobina + benzovindiflupir (Godoy et al. 2016).

Tabela 10. Estimativa geral e condicionada (em dois níveis de severidade na testemunha <60% ou > 60%) do logaritmo da razão de resposta da produtividade (L_{prod}) e a respectiva transformação para retorno relativo em produtividade com o uso de fungicidas com adição de maconzebe conduzidos pela empresa UPL de 2012/13 a 2014/15

| Fungicida ^a | n^b | k^c | Medida de efeito ^d | | | | Retorno em produt. (%) ^e | | |
|------------------------|-------|-------|-------------------------------|--------------------|------------|------------|-------------------------------------|------------|------------|
| | | | \bar{L}_{prod} | E.P. (\bar{L}) | IC_{Inf} | IC_{Sup} | \bar{P} | IC_{Inf} | IC_{Sup} |
| Azox + Ciper | 31 | 47 | 0,084 | 0,026 | 0,034 | 0,134 | 8,73 | 3,42 | 14,31 |

| | | | | | | | | | |
|-------------|----|----|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|
| <60% | 10 | 12 | 0,072 | 0,116 | -0,030 | 0,173 | 7,43 | -2,94 | 18,91 |
| >60% | 16 | 27 | 0,110 | 0,116 | -0,118 | 0,338 | 11,62 | -11,13 | 40,19 |
| Pico + Cipr | 27 | 35 | 0,079 | 0,026 | 0,028 | 0,131 | 8,26 | 2,81 | 14,00 |
| <60% | 7 | 9 | 0,087 | 0,055 | -0,022 | 0,195 | 9,04 | -2,19 | 21,54 |
| >60% | 15 | 19 | 0,102 | 0,123 | -0,140 | 0,343 | 10,72 | -13,06 | 40,97 |
| Pico + Tebu | 20 | 28 | 0,047 | 0,031 | -0,015 | 0,108 | 4,77 | -1,47 | 11,41 |
| <60% | 6 | 8 | 0,061 | 0,060 | -0,056 | 0,179 | 6,33 | -5,44 | 19,57 |
| >60% | 11 | 15 | 0,080 | 0,135 | -0,186 | 0,345 | 8,29 | -16,97 | 41,21 |
| Pira + Epox | 21 | 23 | 0,123 | 0,038 | 0,048 | 0,198 | 13,06 | 4,86 | 21,91 |
| <60% | 7 | 7 | 0,085 | 0,073 | -0,058 | 0,227 | 8,85 | -5,60 | 25,51 |
| >60% | 9 | 10 | 0,214 | 0,166 | -0,113 | 0,538 | 23,80 | -10,65 | 71,24 |
| Trif + Pro | 31 | 33 | 0,039 | 0,023 | -0,005 | 0,084 | 4,01 | -0,48 | 8,71 |
| <60% | 11 | 11 | 0,052 | 0,042 | -0,031 | 0,136 | 5,37 | -3,03 | 14,51 |
| >60% | 13 | 14 | 0,042 | 0,098 | -0,149 | 0,233 | 4,28 | -13,88 | 26,28 |

^aIngredientes ativos: Tabela 1.

^bNúmero total de ensaios usados na análise.

^c Número de entradas presentes em todos os ensaios.

^dLog da razão de resposta média (\bar{L}_{prod}) para o efeito de cada fungicida na produtividade de soja em relação ao tratamento controle, erro padrão do \bar{L}_{prod} (E.P. (\bar{L})), limites inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{L}_{prod} .

^eRetorno em produtividade (\bar{P}) e limite inferior (IC_{Inf}) e superior (IC_{Sup}) do intervalo de confiança a 95% do \bar{P} estimados pela transformação reversa do \bar{L}_{prod} e dos limites do intervalo de confiança como, $\bar{P} = (\exp(\bar{L}_{prod}) - 1) \times 100$

Para todos os tratamentos, o maior ganho de produtividade em relação ao tratamento Controle se deu quando a severidade na testemunha esteve maior que 60%. Scherm et al. (2009), encontrou resultados semelhantes, onde os melhores retornos de produtividade se davam com severidades mais altas. Fato este que pode ser explicado pois, há uma relação de quanto maior a severidade da doença, maior o dano que ela causa (Dalla Lana et al., 2015), e quando há controle da progressão da doença maior seu retorno em produtividade. Mesmo em severidades baixas, houve redução no retorno de produtividade (Scherm et al 2009), sendo assim, para que se evite a início e desenvolvimento da ferrugem asiática é interessante aplicações de forma preventiva, podendo ser

favorecido com a adição de mancozebe, que além de ajudar no controle e retorno em produtividade, pode ser útil como manejo de resistência a doenças com os grupos de maior sensibilidade a ferrugem (Silva et al. 2015).

5- Conclusão

A adição de mancozebe às misturas de triazóis e estrobilurinas recomendados no controle da ferrugem asiática da soja promove ganhos significativos de eficácia de controle e resposta em produtividade para todos os fungicidas analisados, porém com variação entre os produtos e menores ganhos sob condições de epidemia severa.

6- Referências

ALVES, V. M. **Fungicidas protetores no manejo da ferrugem da soja, processos fisiológicos e produtividade da cultura**. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2016.

BIGOLIN, H. L. **Eficiência de fungicidas no controle da ferrugem asiática da soja (*Phakopsora pachyrhizi*)**. Monografia – Unijui, 2015

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **AGROFIT**. Disponível em: http://agrofit.agricultura.gov.br/agrofit_cons/principal_agrofit_cons . Acesso em: 21 nov. 2016.

CONAB - COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO.
Acompanhamento da Safra Brasileira de Grãos. Safra 15/16, n. 7.
Brasília - DF, 2016

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, n. 3, p. 307- 315,
2015

DEL PONTE, E. M.; GODOY, C.V.; LI, X.; YANG, X. B. **Predicting
Severity of Asian Soybean Rust Epidemics with Empirical Rainfall
Models.** Phytopathology, v.96, p.797-803, 2006

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

FRAC, 2015. **Fungicide Resistance Action Committee. Global crop
protection organization. Brussels.** Acessado em 12 de Maio, 2015.

FREITAS, R. M. S.; LIMA, L. E.; SILVA, R. S.; CAMPOS, H. D.; PERIN, A.
Fluxapyroxad in the Asian soybean rust control in the cerrado biome.
Rev. Caatinga, Mossoró, v. 29, n. 3, p. 619 – 628, jul. – set., 2016

GARCÉS-FIALLOS, F. R.; FORCELINI, C. A. **Controle comparativo da
ferrugem asiática da soja com fungicida triazol ou mistura de triazol +
estrobilurina.** Bioscience Journal, Uberlândia, v. 29, n. 4, p. 805-815,
2013.

GENET, J. L., JAWORSKA, G.; DEPARIS, F. **Effect of dose rate and mixtures of fungicides on selection for Qol resistance in populations of *Plasmopara viticola*** . Pest Management Science. v. 62, p. 188-194, 2006.

GISI, U., COHEN, Y. **Resistance to phenylamide fungicides: A case study with *Phytophthora infestans* involving mating type and race structure**. Annular Rev. Phytopathol. v. 3, p. 549-572, 1996.

GODOY, C. V.; SEIXAS, C. D. S.; SOARES, R. M.; MARCELINO-GUIMARÃES, F. C.; MEYER, M. C.; COSTAMILAN, L. M. **Asian soybean rust in Brazil: past, present, and future**. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, v.51, n.5, p.407-421, maio 2016.

GODOY, C. V.; UTIAMADA, C. M.; HENNING, A. A.; ROESE, A. D.; FORCELINI, C. A.; CUNHA, M. G.; PRADO, M. D. R.; JUNIOR, E. U. R.; DEL PONTE, E. M.; MIGUEL-WRUCK, D. S.; NUNES, C. D. M.; NAVARINI, L.; MEYER, M. C.; CAMPOS, H. D.; PIMENTA, C. B.; JACCOUD FILHO, D. S.; BORGES, E. P.; SIQUERI, F. V.; JULIATTI, F. C.; SILVA, S. A.; FEKSA, H. R.; NUNES JUNIOR, J.; CARNEIRO, L. C.; SILVA, J. R. C.; SILVA, L. H. C. P.; SATO, L. N.; CANTERI, M. G.; MADALOSSO, M.; ITO, M. F.; MELO, R. A. C.; ITO, M. A.; BALARDIN, R. S.; FURLAN, S. H.; DALA NORA, T.; IHARASHI, S.; CARLIN, V. J. **Eficiência de fungicidas para o controle da ferrugem-asiática da soja, *Phakopsora pachyrhizi*, na safra 2009/10: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos**. Londrina: Embrapa Soja (Embrapa Soja. Circular Técnica 80), 2010.

GODOY, C. V.; UTIAMADA, C. M.; MEYER, M. C.; CAMPOS, H. D.; PIMENTA, C. B.; JACCOUD FILHO, D. S.; BORGES, E. P.; SIQUERI, F. V.; JULIATTI, F. C.; FEKSA, H. R.; GRIGOLLI, J. F. J.; NUNES JUNIOR, J.; CARNEIRO, L. C.; SILVA, L. H. C. P.; SATO, L. N.; CANTERI, M. G.; MADALOSSO, M.; ITO, M. F.; MARTINS, M. C.; BALARDIN, R. S.;

FURLAN, S. H.; MONTECELLI, T. D. N.; CARLIN, V. J.; BARROS, V. L. P.; VENANCIO, W. S.; NETO, D. C. **Eficiência de fungicidas para o controle da ferrugem-asiática da soja, *Phakopsora pachyrhizi*, na safra 2014/15: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos.** Londrina: Embrapa Soja. (Embrapa Soja. Circular Técnica 111), 2015

GODOY, C. V.; UTIAMADA, C. M.; MEYER, M. C.; CAMPOS, H. D.; FORCELINI, C. A.; PIMENTA, C. B.; CASSETARI NETO, D.; JACCOUD FILHO, D. S.; BORGES, E. P.; ANDRADE JUNIOR, E. R. de; SIQUERI, F. V.; JULIATTI, F. C.; NUNES JUNIOR, J. ; SILVA, L. H. C. P da; SATO, L. N.; MADALOSSO, M.; MARTINS, M. C.; BALARDIN, R. S.; FURLAN, S. H.; CARLIN, V. J.; VENANCIO, W. S. **Eficiência de fungicidas multissítios e fertilizantes no Controle da Ferrugem Asiática da-soja, *Phakopsora pachyrhizi*, na safra 2014/15: Resultados sumarizados dos ensaios cooperativos.** Londrina: Embrapa Soja. (Embrapa Soja, Circular técnica, 113), 2015

GODOY, C. V.; UTIAMADA, C. M.; MEYER, M. C.; CAMPOS, H. D.; FORCELINI, C. A.; PIMENTA, C. B.; BORGES, E. P.; ANDRADE JUNIOR, E. R. de; SIQUERI, F. V.; JULIATTI, F. C.; FAVERO, F.; FEKSA, H. R.; GRIGOLLI, J. F. J.; NUNES JUNIOR, J.; CARNEIRO, L. C.; SILVA, L. H. C. P. da; SATO, L. N.; CANTERI, M. G.; VOLF, M. R.; DEBORTOLI, M. P.; GOUSSAIN, M.; MARTINS, M. C.; BALARDIN, R. S.; FURLAN, S. H.; MADALOSSO, T.; CARLIN, V. J.; VENANCIO, W. S **Eficiência de fungicidas para o controle da ferrugem-asiática da soja, *Phakopsora pachyrhizi*, na safra 2015/16: resultados sumarizados dos ensaios cooperativos.** Londrina: Embrapa Soja, 2016. (Embrapa Soja. Circular Técnica 119).

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. (Embrapa Soja. Circular Técnica 121), 2016

GULLINO, M. L., TINIVELLA, F., KEMMITT, G. M., BACCI, L.; SHEPPARD, B.. **Mancozeb: Past, present and future.** Plant Disease, v.94, p.1076-1087, 2010

HARTMAN, G. L.; SAADAOU, E. M.; TSCHANZ, A. T. **Annotated Bibliography of Soybean Rust (*Phakopsora pachyrhizi* Sydow),** AVRDC Library Bibliography Series 4-1, Tropical Vegetable Information Service. Taipei: Asian Vegetable Research and Development Center, 1992

HARTMAN, G. L.; SIKORA, E. J.; RUPE, J. C. **Rust.** In: HARTMAN, G. L.; RUPE, J. C.; SIKORA, E. J.; DOMIER, L. L.; DAVIS, J. A.; STEFFEY, K. L. (Ed.). Compendium of soybean diseases and pests. 5th ed. St. Paul: American Phytopathological Society, p.56-58, 2015

HENNING, A. A.. **Manejo de Doenças na Soja.** Informativo Abrates. Londrina –PR, v.19, n.3, 2009.

HULVEY, J., POPKO, J. T., SANG, H., BERG, A.; JUNG, G. **Overexpression of ShCYP51B and ShatrD in *Sclerotinia homoeocarpa* isolates exhibiting practical field resistance to a demethylation inhibitor fungicide.** Appl. Environ. Microbiol, v78, p 6674–6682, 2012.

ISARD, S. A., BARNES, C. W., HAMBLETON, S., ARIATTI, A., RUSSO, J. M., TENUTA, A., GAY, D.A.; SZABO, L. J. **Predicting soybean rust incursions into the North American continental interior using crop monitoring, spore trapping, and aerobiological modeling.** Plant Disease, v.95(11), p.1346-1357, 2011

KLOSOWSKI, A. C., MAY de MIO, L. L., MIESSNER, S., RODRIGUES, R., STAMMLER, G. **Detection of the F129L mutation in the cytochrome b gene in *Phakopsora pachyrhizi*.** Pest Management Science, v.72 (6) p1211-5, 2015.

LALANCETTE, N., HICKEY, K. D., COLE, H.. **Effects of mixtures of benomyl and mancozeb on build up of benomyl-resistant *Venturia inaequalis*.** Phytopathology, v.77, p 86-91, 1987

MA, B.; TREDWAY, L. P.. **Induced overexpression of cytochrome P450 sterol 14 α -demethylase gene (CYP51) correlates with sensitivity to demethylation inhibitors (DMIs) in *Sclerotinia homoeocarpa*.** Pest Management Science, v. 69, p. 1369–1378, 2013

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. 850–60, 2009.

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

MADDEN, L. V ; PIEPHO, H.P.; PAUL, P. A. **Statistical Models and Methods for Network Meta-Analysis.** Phytopathology, v.106, n.8, p.792-806, 2016

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*, v.101, p. 512–22., 2011.

OJIAMBO, P. S.; PAUL, P. A.; HOLMES, G. J. A. **Quantitative review of fungicide efficacy for managing downy mildew in cucurbits.** *Phytopathology*, v.100, n.10, p. 1066-1076, 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*, v.95, 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*,v.96, n.9, 2006

PAUL, P. A., LIPPS, P. E., HERSHMAN, 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, p.999–1011. 2008.

PAUL, P. A.; MADDEN, L. V; BRADLEY,C. A; ROBERTSON, A. E.; MUNKVOLD, G. P.; SHANER, G.; WISE, K. A.; MALVICK, D. K.; ALLEN, T. W.; GRYBAUSKAS, A.; VINCELLI, P.; ESKER, P. **Meta-Analysis of yield response of hybrid field corn to foliar fungicides in the U.S. corn belt.** *Phytopathology*, v.101, n.9, p.1122-1132, 2011

PIVONIA, S.; YANG, X. B. **Assessment of the Potential Year-Round Establishment of Soybean Rust Throughout the World.** Plant Disease, v.88, p.523–529, 2004.

PONCE ORTIZ, R. B. **Multi-site fungicides associated with DMIs and Qols: a new strategy to control asian soybean rust.** Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal de Viçosa, 2015.

R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing.** R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <http://www.R-project.org/>, 2012

REIS, E. M.; SILVA, L. H. C. P.; SIQUIERI, F. V.; SILVA, J. R. C. **Redução da sensibilidade de *Phakospora pachyrhizi* a fungicidas e estratégia antirresistência: Porque os fungicidas falham?** Passo Fundo – RS 2.ed., p.56., 2015.

REIS, E. M.; REIS, A. C. **Mancozebe.** Passo Fundo – RS, p.80 2015.

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

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 Prot, v.28, p.774–782, 2009.

SCHERM, H.; THOMAS, C. S.; GARRETT, K. A; OLSEN, J. M. **Meta-analysis and other approaches for synthesizing structured and unstructured data.** Plant Pathology Annual Review of Phytopathology, v.52, p.453-476. August, 2014

SCHMITZ, H. K., MEDEIROS, C. A., CRAIG, I. R.; STAMMLER, G. **Sensitivity of *Phakopsora pachyrhizi* towards quinone-oxidoreductase inhibitors and demethylation-inhibitors, and corresponding resistance mechanisms.** Pest Management. Science, 2013.

SCHNEIDER, R. W.; HOLLIER, C.A; WHITAN, H.K.; PALM, M.E.; MCKEMY, J.M.; HERNÁNDEZ, J.R.; LEVY, L.; DEVRIES-PATERSON, R. **First report of soybean rust caused by *Phakopsora pachyrhizi* in the continental United States.** Plant Disease, Saint Paul, v. 89, n. 7, p. 774-774, 2005.

SIKORA, E. J.; ALLEN, T. W.; WISE, K. A.; BERGSTROM, G.; BRADLEY, C. A.; BOND, J.; BROWN-RYTLEWSKI, D.; CHILVERS, M.; DAMICONE, J.; DE WOLF, E.; DORRANCE, A.; DUFAULT, N.; ESKER, P.; FASKE, T. R.; GIESLER, L.; GOLDBERG, N.; GOLOD, J.; GÓMEZ, I. R. G.; GRAU, C.; GRYBAUSKAS, A.; FRANC, G.; HAMMERSCHMIDT, R.; HARTMAN, G. L.; HENN, R. A.; HERSHMAN, D.; HOLLIER, C.; ISAKEIT, T. ; ISARD, S.; JACOBSEN, B.; JARDINE, D.; KEMERAIT, R.; KOENNING, S.; LANGHAM, M.; MALVICK, D.; MARKELL, S.; MAROIS, J. J.; MONFORT, S.; MUELLER, D.; MUELLER, J.; MULROONEY, R.; NEWMAN, M.; OSBORNE, L.; PADGETT, G. B.; RUDEN, B. E.; RUPE, J.; SCHNEIDER, R.; SCHWARTZ, H.; SHANER, G.; SINGH, S.; STROMBERG, E.; SWEETS, L.; TENUTA, A.; VAICIUNAS, S.; YANG, X. B.; YOUNG-KELLY, H.; ZIDEK, J. **A Coordinated Effort to Manage Soybean Rust in North America: A Success Story in Soybean Disease Monitoring.** Plant Disease, v. 98, n. 7, 2014

SIEROTZKI, H., KRAUS, N., PEPIN, S., FERNANDES, N., GISI, U. **Dynamics of Qol resistance in *Plasmopara viticola*.** p.151-157 in: Modern Fungicides and Antifungal Compounds IV. Dehne, H. W.; DEISING, H. B.; GISI, U.; KUCK, K. H.; RUSSELL, P. E.; LYR, H. eds. 14th Int.

Reinhardsbrunn Sympos. British Crop Protection Council, Farnham, Surrey, 2008.

SILVA, L. H. C. P.; CAMPOS, H. D.; SILVA, J. R. C.; REIS, E. M. **Control of Asian soybean rust with mancozeb, a multi-site fungicide.** Summa Phytopathologica, v.41, n.1, p.64-67, 2015.

SINCLAIR, J. B., HARTMAN, G. L. **Management of soybean rust.** In: Proc. 3rd Soybean Rust Workshop. National Soybean Research Lab, University of Illinois, Urbana-Champaign, USA, p. 6-11, 1995.

SINCLAIR, J. B.; HARTMAN, G. L. **Soybean rust.** In: HARTMAN, G. L.; SINCLAIR, J. B.; RUPE, J. C. (Ed.). Compendium of soybean diseases. 4. ed. Saint Paul: APS Press, p. 25-26, 1999.

SMITH, C. M. **History of benzimidazole use and resistance.** p.23-24 in: Fungicide Resistance in North America. C. J. Delp, ed. American Phytopathological Society, St Paul, MN, 1988.

STAMMLER, G., CORDERO, J., KOCH, A., SEMAR, M., SCHLEHUBER, S. **Role of the Y134F mutation in CYP51 and overexpression of CYP51 in the sensitivity response of *Puccinia triticina* to epoxiconazole.** Crop Prot.,p.28:891, 2009.

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

SZKOLNIK, M. **Physical modes of action of sterol inhibiting fungicides against apple diseases.** Plant Disease, v.65, p. 981-985, 1981

USDA – United States Department of Agriculture – **Crop Production 2015 Summary (January 2016)**. Disponível em <http://www.usda.gov>

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

WICKS, T., LEE, T. C.. **Evaluation of fungicides applied after infection for control of *Plasmopara viticola* on grapevine**. Plant Disease. v.66, p.839-841, 1982

WONG, F. P., WILCOX, W. F. **Comparative physical modes of action of azoxystrobin, mancozeb, and metalaxyl against *Plasmopara viticola* (grapevine downy mildew)**. Plant Disease, v.85, p.649-656, 2001.

YANG, C. Y. **Soybean rust caused by *Phakopsora pachyrhizi***. First Soybean Rust Workshop. Wuhan, China, p.21–27 March, 1991.

YORINORI, J. T.; PAIVA, W. N; FREDERICK, R. D.; COSTAMILAN, L. M; BERTAGNOLLI, P. F; HARTMAN, G. E; GODOY, C. V.; NUNES, J. JR. **Epidemics of soybeans rust (*Phakopsora pachyrhizi*) in Brazil and Paraguay from 2001 to 2003**. Plant Disease, v.89, p 675-677, 2005