

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

**NÍVEL DE DANO ECONÔMICO PARA TOMADA DE DECISÃO NO CONTROLE
DE PICÃO-PRETO (*Bidens spp.*) E GUANXUMA (*Sida rhombifolia* L.) NA
CULTURA DA SOJA**

Mauro Antônio Rizzardi
Engenheiro Agrônomo, Mestre (UFRGS)

Tese apresentada como um dos
requisitos à obtenção do Grau de
Doutor em Fitotecnia,
Área de Concentração Plantas de Lavoura

Porto Alegre/RS, Brasil

Fevereiro, 2002

Dedico este trabalho à Débora, Nathalia e Alana, esposa e filhas, pelo estímulo e compreensão.

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais pelo apoio e incentivo durante toda a minha vida.

Ao Professor Nilson G. Fleck, pelos ensinamentos, confiança, incentivo e amizade, e por transmitir uma filosofia onde a Ciência caminha lado a lado com o ser humano.

Aos membros da Comissão de Orientação, Professor João Riboldi pelo inestimável apoio na análise estatística dos dados, e aos Professores Claudio M. Mundstock e Ribas A. Vidal, pelas contribuições na melhoria da qualidade deste trabalho. Ao Dr. Erivelton S. Roman (Embrapa Trigo) pelas sugestões e disponibilidade em participar da Comissão Examinadora deste trabalho.

Aos colegas do Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia, em especial aos colegas Alvadi Balbinot Jr., Dirceu Agostinetto, João Pires, Gilber Argenta, Mário Bianchi, Michelângelo Trezzi, Miguel Ferri e Nelson Kruse pela convivência e amizade. Aos bolsistas de iniciação científica Luciano Ferronato, Maicol Serafini e Marcos Baruffi (UPF) e Antônio Giroto, Carlos Schaedler, Emerson Costa, José Mauro Guma e Mário Lugokenski F. (UFRGS) pelo auxílio.

À UPF pela visão da importância da capacitação docente na construção do conhecimento e no fortalecimento da Universidade.

À Faculdade de Agronomia da UFRGS pela oportunidade. Aos Professores do Departamento de Plantas de Lavoura pela acolhida. Ao funcionário José Miguel Lenzi (EEA/UFRGS) pelo auxílio nos trabalhos de campo.

Ao CNPq e à Fapergs, pelo apoio financeiro para execução do projeto.

NÍVEL DE DANO ECONÔMICO PARA TOMADA DE DECISÃO NO CONTROLE DE PICÃO-PRETO (*Bidens* spp.) e GUANXUMA (*Sida rhombifolia* L.) NA CULTURA DA SOJA¹

Autor: Mauro Antônio Rizzardi
Orientador: Nilson Gilberto Fleck

RESUMO GERAL

A preocupação com potenciais efeitos negativos dos herbicidas no ambiente e o aumento nos custos de produção levaram os produtores a repensar a estratégia de manejo de ervas, controlando-as somente quando o tratamento for economicamente vantajoso. Este trabalho objetivou determinar níveis de dano econômico (NDE) para os usar como critério de decisão no controle de picão-preto (*Bidens* spp.) e guanxuma (*Sida rhombifolia* L.) em soja e identificar variáveis explicativas para ajuste em modelos matemáticos que auxiliem a tomada de decisão no manejo dessas ervas. Foram conduzidos experimentos em campo e bioensaios, testando-se níveis populacionais de picão-preto e guanxuma, épocas de emergência das ervas em relação à cultura e de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal. Constatou-se que o atraso na emergência da soja em relação às ervas aumenta os efeitos negativos dessas sobre a cultura. O uso do modelo da hipérbole retangular, com base nas perdas de rendimento de grãos, propicia ajuste satisfatório dos dados; porém, apresenta reduzida capacidade preditiva. A predição das perdas de rendimento melhora com o uso de modelos que integram os efeitos de densidade e de época relativa de emergência das ervas ou com o uso de variáveis folhares relativas. Obtiveram-se valores de NDE variáveis de 0,4 a 33 e de 2 a 50 plantas m⁻² para picão-preto e guanxuma, respectivamente. Os NDE diminuem em função de aumentos na perda de rendimento por unidade de erva, no potencial de rendimento da cultura, no valor do produto colhido e na eficiência do herbicida, tornando o controle potencialmente mais necessário; enquanto, aumento no custo do controle das ervas eleva o NDE. O elevado número de sementes produzidas pelas ervas pode comprometer a adoção de NDE como suporte para tomada de decisão em seu manejo.

¹Tese de Doutorado em Fitotecnia, Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brasil. (179 p.) Fevereiro, 2002.

ECONOMIC THRESHOLD FOR THE DECISION PROCESS OF BEGGARTICKS (*Bidens* spp.) AND ARROWLEAF SIDA (*Sida rhombifolia* L.) CONTROL IN SOYBEANS²

Author: Mauro Antônio Rizzardi

Adviser: Nilson Gilberto Fleck

GENERAL ABSTRACT

Concerns with potential negative effects of herbicides on the environment and with increasing production costs, have led farmers to reconsider strategies designed for weed management, applying control measures only when treatments are economically advantageous. This research was carried out with the objective of determining economic thresholds (ET) in order to utilize them as decision criterion to control beggarticks (*Bidens* spp.) and arrowleaf sida (*Sida rhombifolia* L.) in soybean and identifying explicative variables to adjust mathematical models which could assist the decision process for management of these weeds. Field experiments and bioassays were conducted testing beggarticks and arrowleaf population levels, times of weed emergency in relation to the crop, and soybean seeding times in relation to plant cover desiccation. Delaying soybean emergency in relation to weeds increases their negative effects on the crop. The use of the rectangular hyperbolic model, based on grain yield losses, provides satisfactory data adjustment; however, it presents reduced predictive capacity. Prediction of yield losses improves with the use of models that integrate effects of weed density and weed relative emergence time, or with the use of relative crop-weed leaf variables. ET values varied from 0.4 to 33 plants m⁻² and from 2 to 50 plants m⁻² for beggarticks and arrowleaf, respectively. ET values decreased as increased crop yield loss per weed unit, potential crop yield, value of harvested product, and herbicide efficiency; whereas, increase in weed control cost raises ET values. The high number of seeds produced by the weeds can compromise adoption of ET as a support tool for the decision process in their management.

² Doctoral Thesis in Agronomy, Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brazil. (179 p.) February, 2002.

SUMÁRIO

	Páginas
1. INTRODUÇÃO GERAL.....	01
2. CAPÍTULO I - A densidade de plantas e a época de emergência da erva em relação à cultura influenciam na interferência de picão-preto e guanxuma em soja....	07
2.1 – Resumo.....	07
2.2 – Introdução.....	08
2.3 – Material e Métodos.....	11
2.4 – Resultados e Discussão.....	17
2.5 – Conclusões.....	28
3. CAPÍTULO II - Uso de densidade de plantas e características morfológicas da erva na previsão da perda de rendimento de grãos causada pela interferência de picão-preto em soja.....	29
3.1 – Resumo.....	29
3.2 – Introdução.....	30
3.3 – Material e Métodos.....	33
3.4 – Resultados e Discussão.....	38
3.5 – Conclusões.....	50
4. CAPÍTULO III - A época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal afeta suas relações com guanxuma e picão-preto.....	51
4.1 – Resumo.....	51
4.2 – Introdução.....	52
4.3 – Material e Métodos.....	55
4.4 – Resultados e Discussão.....	60
4.5 – Conclusões.....	71
5. CAPÍTULO IV - Previsão da perda de rendimento de grãos de soja causada pela interferência de plantas daninhas, utilizando variáveis folhares relativas...	72
5.1 – Resumo.....	72
5.2 – Introdução.....	73
5.3 – Material e Métodos.....	77

5.4 – Resultados e Discussão.....	86
5.5 – Conclusões.....	97
6. CAPÍTULO V - Produção de sementes por picão-preto e guanxuma em função de densidades das ervas e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal.....	98
6.1 – Resumo.....	98
6.2 – Introdução.....	99
6.3 – Material e Métodos.....	102
6.4 – Resultados e Discussão.....	108
6.5 – Conclusões.....	120
7. CAPÍTULO VI – Determinação de níveis de dano econômico para controle de picão-preto e guanxuma em soja.....	121
7.1 – Resumo.....	121
7.2 – Introdução.....	122
7.3 – Material e Métodos.....	126
7.4 – Resultados e Discussão.....	131
7.5 – Conclusões.....	148
8. DISCUSSÃO GERAL.....	149
9. CONCLUSÕES GERAIS.....	161
10. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	163
11. APÊNDICES.....	173
12. VITA.....	176

RELAÇÃO DE TABELAS

	Página
TABELA 1 - Parâmetros estimados pelo modelo da hipérbole retangular, considerando-se diferentes variáveis dependentes, para picão-preto, em 1999/00 e guanxuma, em 2000/01, EEA/UFRGS, Eldorado do Sul - RS.....	21
TABELA 2 - Parâmetros estimados e ajustes obtidos para perdas de rendimento de grãos de soja em função de diferentes variáveis explicativas da erva picão-preto e de épocas de semeadura da soja, em Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e em Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	39
TABELA 3 - Estatística F das análises comparativas entre ambientes e épocas de semeadura da soja em experimentos com picão-preto realizados em Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	40
TABELA 4 - Coeficientes de correlação linear simples entre variáveis avaliadas para quantificar a infestação de picão-preto convivendo com soja, Passo Fundo - RS, 1998/99.....	46
TABELA 5 - Coeficientes de correlação linear simples entre variáveis avaliadas para quantificar a infestação de picão-preto convivendo com soja, Eldorado do Sul - RS, 1999/00.....	47
TABELA 6 - Parâmetros estimados e ajustes obtidos para perdas de rendimento de grãos de soja em função de diferentes variáveis explicativas da erva picão-preto e de épocas de semeadura da soja, em Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e em Porto Alegre - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	48

TABELA 7 - Rendimento de grãos de soja na ausência de ervas e valores estimados para parâmetros do modelo de regressão da hipérbole em função da presença de picão-preto e guanxuma, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e em Eldorado do Sul – RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	63
TABELA 8 - Parâmetros estimados e ajustes obtidos para perdas de rendimento de grãos de soja em função da área e cobertura folhares relativas de picão-preto e guanxuma e de épocas de semeadura da soja, em Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e em Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	87
TABELA 9 - Estatística F das análises comparativas entre épocas de semeadura da soja em experimentos com picão-preto e guanxuma realizados em Passo Fundo – RS, 1998/99 (Ambiente 1) e em Eldorado do Sul – RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	89
TABELA 10 - Comparação entre métodos de avaliação da cobertura folhar relativa por picão-preto e guanxuma na cultura da soja, Eldorado do Sul - RS, 1999/00.....	92
TABELA 11 - Coeficientes de correlação linear simples entre métodos de avaliação da cobertura folhar relativa e perdas de rendimento de grãos de soja causadas por infestações de picão-preto ou guanxuma, Eldorado do Sul - RS, 1999/00...	93

RELAÇÃO DE FIGURAS

	Página
FIGURA 1 - Perdas de rendimento de grãos de soja em função de densidade de plantas de picão-preto, em 1999/00 (A), e guanxuma, em 2000/01 (B), EEA/UFRGS, Eldorado do Sul - RS.....	18
FIGURA 2 - Correlação entre perdas de rendimento de grãos de soja observadas e estimadas em função de densidades de plantas de picão-preto, em 1999/00 (A), e de guanxuma, em 2000/01 (B), EEA/UFRGS, Eldorado do Sul - RS.....	23
FIGURA 3 - Massa seca de plantas de soja em função de densidades de plantas de picão-preto e de guanxuma e da época relativa de emergência das ervas em relação à soja, UFRGS, Porto Alegre - RS, 1999/00.	24
FIGURA 4 - Massa seca de plantas de picão-preto e de guanxuma em função de densidades de plantas de picão-preto e de guanxuma e da época relativa de emergência das ervas em relação à soja, UFRGS, Porto Alegre - RS, 1999/00.....	26
FIGURA 5 - Relação entre avaliações de densidade de plantas de picão-preto aos 20 e 30 dias após a emergência (DAE) e na pré-colheita da soja, Eldorado do Sul - RS, 1999/00.....	41
FIGURA 6 - Densidade de plantas de picão-preto avaliada 20 e 30 dias após a emergência (DAE) e na pré-colheita da soja, Eldorado do Sul - RS, 1999/00.....	43
FIGURA 7 - Perda de rendimento de grãos (P_r) de soja em função de densidade de plantas de picão-preto e de época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	62

FIGURA 8 - Perda de rendimento (P_r) de grãos de soja em função de densidade de plantas de guanxuma e de época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	66
FIGURA 9 - Correlação entre perdas de rendimento de grãos de soja observadas e estimadas em função de densidade de plantas de picão-preto e de época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	69
FIGURA 10 - Correlação entre perdas de rendimento de grãos de soja observadas e estimadas em função de densidade de plantas de guanxuma e de época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	70
FIGURA 11 - Correlação entre perdas de rendimento de grãos de soja observadas e estimadas por meio de modelo de regressão, em função das coberturas folhares de picão-preto e guanxuma em relação à de soja, Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (campo) e Porto Alegre - RS, 2000/01 (bioensaios).....	96
FIGURA 12 - Número transformado de sementes (N_s) de picão-preto e de guanxuma produzidas por área em função de densidades das ervas e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	109
FIGURA 13 - Número de sementes (N_s) de picão-preto e de guanxuma produzidas por planta em função de densidades das ervas e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	111
FIGURA 14 - Massa seca (M_s) de picão-preto e de guanxuma por área em função de densidades das ervas e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Eldorado do Sul - RS, 1999/00.....	116

FIGURA 15 - Número transformado de sementes (N_s) de picão-preto e de guanxuma produzidas por área em função da massa seca das ervas por área e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Eldorado do Sul – RS, 1999/00.....	117
FIGURA 16 - Número de sementes (N_s) de picão-preto e de guanxuma produzidas por planta em função da massa seca das ervas por planta e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Eldorado do Sul – RS, 1999/00.....	118
FIGURA 17 - Número de sementes (N_s) de picão-preto e de guanxuma produzidas por planta em função da massa seca das ervas por área e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Eldorado do Sul – RS, 1999/00.....	119
FIGURA 18 Perda de rendimento (P_r) de grãos de soja em função de densidades de plantas de picão-preto e guanxuma e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	132
FIGURA 19 Nível de dano econômico (NDE) de picão-preto em soja em função da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, rendimento de grãos e preço da soja e eficiência e custo do controle químico da erva, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1).....	135
FIGURA 20 Nível de dano econômico (NDE) de picão-preto em soja em função da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, rendimento de grãos e preço da soja e eficiência e custo do controle químico da erva, Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	136
FIGURA 21 Nível de dano econômico (NDE) de guanxuma em soja em função da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, rendimento de grãos e preço da soja e eficiência e custo do controle químico da erva, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1).....	137
FIGURA 22 Nível de dano econômico (NDE) de guanxuma em soja em função da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, rendimento de grãos e preço da soja e eficiência e custo do controle químico da erva, Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....	138

FIGURA 23 Nível de dano econômico ótimo (NDEO) de picão preto e guaxuma em soja em função da época de semeadura da cultura após dessecação da cobertura vegetal e do potencial de rendimento de grãos da soja, Passo Fundo, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).....

146

1. INTRODUÇÃO GERAL

As plantas daninhas contribuem negativamente com a produção agrícola, representando um dos problemas econômicos mais importantes para os produtores de soja. No caso desta cultura, a presença de elevadas infestações pode acarretar perdas praticamente totais. As ervas reduzem o rendimento devido aos efeitos diretos e indiretos que exercem sobre o crescimento das culturas. Os efeitos diretos devem-se, especialmente, à competição que exercem por recursos limitados do meio, enquanto os efeitos indiretos incluem, principalmente, dificuldades de colheita e contaminação dos grãos por sementes e outros materiais provenientes das ervas. Indiscutivelmente, os efeitos das ervas sobre a cultura da soja representam a maior causa de redução de produtividade.

As perdas de rendimento de soja devidas à competição de plantas daninhas variam com as espécies de ervas ocorrentes. Em relação ao espectro de espécies daninhas, tem-se observado, nas lavouras de soja do Sul do Brasil, aumento na ocorrência de dicotiledôneas, como *Sida rhombifolia* L. (guanxuma) e, principalmente, *Bidens* spp. (picão-preto). O gênero *Bidens* pertence à família Asteraceae, sendo de ocorrência comum na região as espécies *Bidens pilosa* L. e *Bidens subalternans* DC. (Kissmann & Groth, 1999). Segundo esses autores, uma das culturas mais afetadas pela presença de *Bidens* é a soja, na qual referem decréscimo de até 30% na produtividade quando a cultura for intensamente

infestada. A espécie *Sida rhombifolia* pertence à família Malvaceae e sua ocorrência é comum em áreas de lavoura, principalmente no sistema de semeadura direta, no qual não é revolvido mecanicamente. A presença dessa espécie junto a culturas anuais dificulta bastante a colheita mecanizada das mesmas (Kissmann & Groth, 2000).

Os herbicidas desempenham papel importante no desenvolvimento da agricultura intensiva em todo o mundo. Entretanto, ao aumentar a preocupação do público com seus potenciais efeitos negativos no ambiente, particularmente aqueles relativos à poluição de águas subterrâneas e superficiais mas também com a evolução de casos de resistência em biótipos de ervas aos herbicidas e com a necessidade econômica de baixar os custos de produção, resultaram em pressão sobre os agricultores para redução do uso destes produtos. Uma das maneiras de reduzir sua utilização no controle de plantas daninhas é através do desenvolvimento e adoção do manejo integrado de plantas daninhas (MIPD) (Buhler et al., 2000; Mortensen et al., 2000). A adoção e implementação do MIPD, visando diminuir a aplicação de herbicidas, requer o desenvolvimento, validação e implementação de abordagens ou tecnologias que auxiliem nessa decisão. Exemplos de abordagens dessa natureza incluem o uso de doses reduzidas de herbicidas e opções pelo controle mecânico ou biológico, bem como a utilização de ferramentas de suporte para tomada de decisão no controle de ervas com base em observações das infestações (Ngouajio et al., 1999). Assim, o MIPD não eliminará a utilização dos herbicidas em si, mas possibilitará sua otimização para se alcançar o controle eficiente das ervas, com redução no uso de herbicidas.

Antes do surgimento dos herbicidas seletivos de pós-emergência, o MIPD era de difícil implementação, devido à disponibilidade de herbicidas de aplicação apenas em pré-emergência, onde a tomada de decisão não era possível, uma vez que o herbicida era aplicado em área total, precedendo a emergência das ervas. O desenvolvimento de diversos herbicidas de aplicação em pós-emergência tornou a estratégia do “tratamento quando necessário” mais factível para o controle das plantas daninhas. Assim, a vantagem óbvia em usar o MIPD é que o produtor realiza o tratamento apenas naquelas áreas de lavoura em que as populações de ervas excedam níveis de dano econômico (NDE). O NDE é definido como a densidade de ervas na qual o custo do controle iguala o valor da perda de rendimento se não for tomada nenhuma ação de controle (Bauer & Mortensen, 1992; Coble & Mortensen, 1992; Knezevic et al., 1994; Cardina et al., 1995a; Lindquist et al., 1996). Ou seja, o conceito de NDE define a população de ervas que produz incremento de dano igual ao custo de prevenir tal dano (Norris, 1992). A estratégia de níveis de dano pode ser usada tanto para descrever os efeitos a curto prazo causados pela interferência de ervas que ocorrem numa única estação de crescimento, como os efeitos de múltiplas estações, que incluem algum custo associado com as sementes produzidas por plantas não controladas (Coble & Mortensen, 1992).

Acredita-se que os NDE possam desempenhar um papel fundamental em sistemas de MIPD, representando uma alternativa de auxílio ao produtor na decisão de controlar ervas em sua lavoura quando o custo for vantajoso (Weaver, 1991). Porém, os NDE são variáveis, sendo afetados por diversos fatores, tais como: espécie daninha presente, densidade de ervas, época de emergência das ervas em relação à cultura, perda de rendimento da cultura, potencial de rendimento da cultura

na ausência da erva, preço de mercado do produto colhido, custos do tratamento herbicida e de sua aplicação, eficácia ou nível de controle atingido pelo tratamento e influência das plantas sobreviventes sobre o preço final do produto (Oliver, 1988; O'Donovan et al., 1989; Cardina et al., 1995a; Carranza et al., 1995; Knezevic et al., 1997; Lindquist, 2001).

As decisões a serem tomadas para implementar programas de controle com base em NDE dependem de estimativas quantitativas dos efeitos que as infestações de ervas exercem sobre a perda de rendimento da cultura (Kropff et al., 1992; Ngouajio et al., 1999). O uso de modelos matemáticos para auxiliar os produtores a tomar decisões de custo eficiente no manejo de ervas é apontado como uma solução para alcançar ótimos retornos econômicos (Lindquist et al., 1996). As relações de dano que quantificam as perdas de rendimento, com base em observações iniciais de infestações de ervas, são essenciais para qualquer análise econômica de curto ou de longo prazos (Kropff & Spitters, 1991). O cálculo do NDE normalmente envolve o uso de equações de regressão, ou funções de dano, que relacionam a perda de rendimento da cultura a alguma medida relacionada ao nível de infestação de ervas na época que deva ser realizado o controle em pós-emergência (Weaver, 1991; Kropff et al., 1992). No entanto, a viabilidade em aplicar níveis de dano é limitada pela dependência da precisão do modelo de competição ervas-cultura sobre o qual eles se baseiam (Knezevic et al., 1994). Vale esclarecer que o nível de dano não mede o fator de crescimento envolvido na competição, ele apenas indica o grau de competição.

Na prática, a utilização da abordagem de NDE é limitada por dificuldades em prever precisamente as perdas de rendimento salientadas anteriormente. Diante

disso, o sucesso para adoção de programas de manejo de plantas daninhas relacionados com o uso eficiente de herbicidas depende da habilidade de se prever o efeito da espécie daninha sobre o rendimento da cultura (função dano). Relações de dano que quantifiquem as perdas no rendimento, com base em observações iniciais da infestação das plantas daninhas, são essenciais em qualquer análise econômica, tanto de curto quanto de longo prazo (Kropff & Spitters, 1991). Foram desenvolvidos alguns modelos empíricos que relacionam as perdas de rendimento à presença de ervas, os quais se baseiam em densidades de ervas, densidades da cultura e das ervas, densidade de ervas e época de sua emergência em relação à cultura, massa seca das ervas e cobertura e área folhar das ervas, as quais representam variáveis explicativas das perdas de rendimento da cultura (Cousens, 1995; Cousens et al., 1987; Kropff & Spitters, 1991; Kropff et al., 1992; Lotz et al., 1996; Ngouajio et al., 1999; Ngouajio et al., 2001; Jasieniuk et al., 2001).

As hipóteses gerais da pesquisa foram de que a soja é capaz de conviver com determinados níveis de infestação de ervas sem que esses causem reflexos negativos em termos de perda econômica da produtividade de grãos e que as perdas de rendimento de grãos de soja decorrentes da interferência de ervas variam com a espécie daninha presente, sendo modificadas por sua densidade e pela época de sua germinação em relação à cultura. Para testar as hipóteses gerais, a presente tese foi dividida em seis capítulos. No Capítulo I, testou-se a hipótese de que a competição interespecífica e a época de estabelecimento da erva em relação à cultura influenciam negativamente o crescimento da cultura e da erva. No Capítulo II, investigou-se a hipótese que massa seca, área folhar, densidade de folhas e cobertura folhar de ervas são variáveis que incorporam os efeitos de densidade da

erva e da época de emergência em relação à cultura. No Capítulo III, a hipótese foi que a densidade de plantas de ervas e a época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal, no sistema de semeadura direta, podem ser integradas em um único modelo matemático para tomada de decisão no controle de plantas daninhas. No Capítulo IV, testou-se a hipótese de que podem ser utilizadas variáveis alternativas e inclusão de outros parâmetros em modelos empíricos para melhorar o ajuste da relação perda de rendimento da cultura-infestação de plantas daninhas. No Capítulo V, investigou-se a hipótese de que a capacidade reprodutiva das ervas é afetada por modificações na habilidade competitiva da soja, decorrentes da época de semeadura da cultura em relação à dessecação da cobertura vegetal. No Capítulo VI, testou-se a hipótese de existir variações nos NDE ocasionados pela competição interespecífica em função da espécie daninha que convive com a soja e da época em que emerge junto à cultura, e que esses efeitos são afetados por fatores econômicos.

Os objetivos desse trabalho foram determinar níveis de dano econômico (NDE) para os usar como critério de decisão no controle de picão-preto (*Bidens* spp.) e guanxuma (*Sida rhombifolia* L.) em soja e identificar variáveis explicativas para ajuste em modelos matemáticos que auxiliem a tomada de decisão no manejo de duas espécies daninhas dicotiledôneas.

2. CAPÍTULO I - A DENSIDADE DE PLANTAS E A ÉPOCA DE EMERGÊNCIA DA ERVA EM RELAÇÃO À CULTURA INFLUENCIAM NA INTERFERÊNCIA DE PICÃO-PRETO E GUANXUMA EM SOJA

2.1. RESUMO

O grau de interferência mútua que se exerce entre plantas daninhas e cultivadas pode ser afetado pelas espécies concorrentes, por seu nível populacional e pela época de sua emergência junto à cultura, além da duração da competição. O objetivo desse trabalho foi avaliar as influências de densidades de picão-preto (*Bidens* spp.) e guanxuma (*Sida rhombifolia* L.) e de épocas de sua emergência em relação à da soja, no grau de interferência que ocasionam à cultura. Foram realizados dois experimentos no Município de Eldorado do Sul - RS, nos anos de 1999/00 e 2000/01, e dois experimentos em Porto Alegre - RS, em 1999/00. Em Eldorado do Sul, os tratamentos constaram de densidades de plantas de picão-preto ou de guanxuma, as quais foram alocadas aleatoriamente, de acordo com níveis populacionais de ervas encontrados naturalmente na área experimental. Em Porto Alegre, os experimentos foram instalados em campo, em microparcels; um específico para picão-preto e outro para guanxuma, que conviveram com a soja durante a fase vegetativa. Nesses experimentos, avaliou-se três épocas de emergência das ervas em relação à soja (4 dias antes, no mesmo dia e 4 dias após)

e seis densidades de ervas (0, 4, 8, 16, 32 e 62 plantas m⁻²). A partir da análise dos resultados obtidos, constatou-se que as perdas de rendimento causadas por incrementos nas densidades de picão-preto e de guanxuma aumentaram de forma não linear. O modelo da hipérbole retangular, baseado nas perdas de rendimento de grãos, propicia melhores ajustes do que o calculado com base em perdas de massa seca no florescimento da soja ou de rendimento biológico. Através da comparação dos parâmetros do modelo ajustado, verificou-se que picão-preto interfere mais negativamente na cultura do que guanxuma. O atraso na emergência da soja em relação às ervas aumenta os efeitos negativos dessas sobre a cultura, os quais são potencializados pelo incremento da densidade, principalmente para picão-preto.

2.2. INTRODUÇÃO

A interferência exercida por plantas daninhas constitui-se em fator responsável por reduções do rendimento de grãos de soja, o que ocorre com freqüência nessa cultura no Rio Grande do Sul. Dentre as principais ervas que infestam lavouras no Estado, destacam-se, por sua ampla distribuição e freqüência, as espécies dicotiledôneas picão-preto (*Bidens pilosa* L. e *B. subalternans* DC.) e guanxuma (*Sida rhombifolia* L.), às quais se têm atribuído contribuição significativa nas reduções do potencial de produtividade da soja.

Os efeitos negativos de plantas daninhas em culturas decorrem tanto do aumento na densidade de ervas quanto da duração da interferência (Guersa & Holt, 1995). Em relação à densidade, Vandevender et al. (1997) observaram que, com o incremento na densidade de ervas, aumentaram as perdas de rendimento de arroz

irrigado. As relações densidade-rendimento, observadas por esses autores, foram não foram lineares, do tipo sigmoidal ou hiperbólica.

A não-linearidade da resposta ocorre porque cada planta de erva, em densidades elevadas, apresenta menos impacto ao rendimento da cultura do que quando as ervas encontram-se em densidades relativamente baixas (Cousens, 1985). Esse tipo de relacionamento entre densidade e rendimento da cultura é causado pela disponibilidade de recursos finitos (Radosevich et al., 1997). De acordo com esses autores, em densidades muito baixas, o rendimento final da população é determinado pelo número de indivíduos, mas, em densidades elevadas, quando a capacidade do ambiente em suprir recursos torna-se limitada, o rendimento final independe da densidade de plantas.

Os efeitos das ervas sobre o rendimento da cultura usualmente decrescem com o decorrer do tempo entre emergência da cultura e das ervas. As ervas que emergirem mais tarde do que as plantas da cultura provavelmente terão menor impacto sobre o rendimento, pois grande parte da interferência ocorre após a determinação dos componentes do rendimento (Vandevender et al., 1997). Ao trabalharem com *Avena fatua* L., O'Donovan et al. (1985) observaram que para cada dia que a erva emergiu antes da cultura a perda no rendimento aumentou em aproximadamente 3 %. Em soja, Shurtleff & Coble (1985) constataram diminuição no crescimento e na altura de plantas daninhas quando as mesmas foram semeadas 2 semanas após a soja, em comparação com a semeadura das infestantes 2 semanas antes da soja. Essas respostas evidenciam que a época de estabelecimento da cultura pode influenciar a intensidade com que ela suprime as ervas. Para O'Donovan et al. (1985), as espécies que emergem mais cedo ganham vantagem

sobre as espécies que emergem mais tarde e tornam-se melhor competidoras por recursos do ambiente; porém, esse efeito pode não ocorrer de forma igual para todas as espécies de ervas (Paolini et al., 1998).

O efeito da época de emergência pode ser influenciado pela densidade de ervas (Stahlman & Miller, 1990). Segundo esses autores, a emergência precoce de *Bromus tectorum* L., em altas densidades, reduziu mais o rendimento de trigo do que a emergência tardia. Em milho, Massinga et al. (2001) verificaram que 0,5 planta de *Amaranthus palmeri* S. Wats. m⁻¹ emergindo junto com o milho reduziu mais intensamente o rendimento da cultura do que oito plantas da erva que emergiram posteriormente. As interações observadas da época de emergência com densidade de ervas (Stahlman & Miller, 1990; Massinga et al., 2001) podem influenciar a comparação de experimentos que avaliem a interferência culturas-ervas. Nesse contexto, Lutman et al.(2000) salientam que as diferenças em perdas de rendimento causadas por ervas, entre experimentos, decorrem mais de diferenças em época de emergência das ervas do que da densidade das mesmas. Ao trabalharem com beterraba-açucareira, Kropff & Lotz (1992) observaram que diferenças em densidades de ervas, entre experimentos, representaram 13 % das variações, enquanto diferenças na época entre emergência da cultura e das ervas explicaram 96 % das variações em perdas de rendimento.

O objetivo desse trabalho foi avaliar as influências de densidades de picão-preto e guaxuma e de épocas de sua emergência em relação à soja, no grau de interferência que ocasionam à produtividade da cultura.

2.3. MATERIAL E MÉTODOS

Os experimentos foram conduzidos em campo, na Estação Experimental Agronômica da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (EEA/UFRGS), localizada no Município de Eldorado do Sul - RS, nas estações de crescimento 1999/00 e 2000/01, e na Faculdade de Agronomia da UFRGS (FA/UFRGS), em Porto Alegre - RS, em 1999/00. Ambas as áreas experimentais, estão situadas na região fisiográfica da Depressão Central do Rio Grande do Sul e possuem solo classificado como Latossolo Vermelho Distrófico típico (Embrapa, 1999). Antecedendo à instalação de cada experimento, as áreas foram amostradas para análise físico-química do solo, tendo sido observados os seguintes resultados: EEA/UFRGS: 380 g de argila por kg de solo, pH (em água) de 4,8 , 5 mg de P₂O₅ por L, 140 mg de K₂O por L e 2 g de matéria orgânica por kg de solo; e FA/UFRGS 240 g de argila por kg de solo, pH (em água) de 4,9 , 48 mg de P₂O₅ por L, 115 mg de K₂O por L e 2,5 g de matéria orgânica por kg de solo.

Experimentos conduzidos na EEA/UFRGS

Nos dois experimentos conduzidos na EEA/UFRGS, o delineamento utilizado foi completamente casualizado, com uma repetição. Os tratamentos constaram de densidades de plantas de picão-preto (*Bidens pilosa* L. e *B. subalternans* DC., em infestações mistas) ou de guanxuma (*Sida rhombifolia* L.), as quais foram alocadas aleatoriamente no campo, de acordo com níveis populacionais de ervas encontrados naturalmente nas áreas. Para picão-preto, utilizou-se 20 unidades, cujas densidades variaram de três a 176 plantas m⁻²; para guanxuma, utilizou-se 15 unidades, com densidades que variaram de uma a 82 plantas m⁻². Nos dois experimentos manteve-

se quatro unidades com ausência da erva. Cada unidade experimental mediu 6 m² (2 m x 3 m), constando de cinco fileiras de soja espaçadas em 0,4 m.

Os experimentos foram implantados utilizando-se o sistema de semeadura direta, sem preparo mecânico do solo, em áreas contendo cobertura vegetal formada por aveia-preta (*Avena strigosa* Schreb.), no experimento com picão-preto, e por aveia-preta e nabo-forrageiro (*Raphanus sativus* var. *oleiferus* L.), no experimento com guanxuma. O manejo das espécies de cobertura foi realizado com os herbicidas glyphosate (900 g de equivalente ácido ha⁻¹) e 2,4-D (670 g equivalente ácido ha⁻¹), sendo efetuado na fase de florescimento das plantas de aveia-preta. As dessecações foram realizadas 20 e 13 dias antes da semeadura da soja, respectivamente para os experimentos com picão-preto e com guanxuma.

A adubação do solo foi procedida por ocasião da semeadura da soja, através da distribuição de 340 kg ha⁻¹ da fórmula 05-25-25, o que proporcionou aplicação de 17 kg de N ha⁻¹, 85 kg de P₂O₅ ha⁻¹ e 85 kg de K₂O ha⁻¹, no experimento com picão-preto; e, de 300 kg ha⁻¹ da fórmula 05-20-20, o que proporcionou aplicação de 15 kg de N ha⁻¹, 60 kg de P₂O₅ ha⁻¹ e 60 kg de K₂O ha⁻¹, no experimento com guanxuma. Nos dois experimentos, antecedendo à semeadura, as sementes de soja foram inoculadas com estirpes de *Bradyrhizobium japonicum* (SEMIA 5019) e foram tratadas com o fungicida thiram (70 g 100 kg⁻¹ de sementes).

Em ambos os experimentos, utilizou-se a cultivar de soja Embrapa 66, de ciclo médio de desenvolvimento e estatura média de 83 cm, a qual foi estabelecida na densidade de 400 mil plantas ha⁻¹, em espaçamento de 0,4 m entre as fileiras. No experimento com picão-preto, a semeadura foi realizada em 08 de novembro de 1999, ocorrendo densidade de 32 plantas de soja m⁻². No experimento com

guanxuma, a semeadura da soja foi realizada em 07 de novembro de 2000, e propiciou população de soja de 46 plantas m^{-2} .

O controle de ervas gramíneas nos experimentos foi obtido com o herbicida graminicida clethodim (120 g ha^{-1}), acrescido do adjuvante Assist usado a 0,5 % volume/volume. Os insetos-praga foram controlados com produtos inseticidas recomendados, de modo que seu dano não prejudicasse o desenvolvimento da cultura (Reunião..., 2001). Durante a condução dos experimentos foram realizadas suplementações hídricas por meio de irrigações por aspersão, a fim de se garantir adequado desenvolvimento à cultura. As irrigações eram realizadas quando os períodos de ausência de precipitação pluvial superavam 10 dias. Em cada operação eram fornecidos 20 mm de água, aproximadamente.

As avaliações das densidades das ervas ocorreram 20 dias após a emergência (DAE) da soja, mediante contagem dos indivíduos presentes em área de $1,0 \text{ m}^2$ por parcela, dividida em dois locais de cada unidade. As determinações realizadas nos experimentos incluíram massa seca da parte aérea da soja no florescimento, através da coleta, secagem e pesagem de cinco plantas de soja por parcela e rendimento biológico aparente (somatório da massa seca da parte aérea e dos grãos), com coleta de dez plantas de soja na pré-colheita e posterior secagem e pesagem. O rendimento de grãos da soja foi determinado numa área de $3,0 \text{ m}^2$ ($1,2 \text{ m} \times 2,5 \text{ m}$), englobando as três fileiras centrais da parcela. Por ocasião da pesagem dos grãos foi determinada sua umidade e, posteriormente, os pesos foram uniformizados para 13 % de umidade. Aos dados de massa seca da soja no florescimento, rendimento biológico e rendimento de grãos foram calculadas as

perdas percentuais em relação às parcelas mantidas livre de ervas, de acordo com a Equação 2.1:

$$\text{Perda (\%)} = ((R_a - R_b)/R_a) \times 100 \quad (\text{Equação 2.1});$$

onde: R_a = rendimento sem ervas e R_b = Rendimento com ervas.

Aos dados de porcentagens de perda foi ajustado o modelo de regressão não linear da hipérbole retangular proposto por Cousens (1985) (Equação 2.2):

$$P_r = (i \cdot X) / (1 + ((i/a) \cdot X)) \quad (\text{Equação 2.2});$$

onde: P_r = perda de rendimento (%); X = densidade de plantas da erva; i = porcentagem de perda de rendimento por unidade de erva quando sua densidade se aproxima de zero; a = porcentagem de perda de rendimento quando a densidade de ervas tende ao infinito.

O ajuste do modelo aos dados foi realizado usando-se o procedimento Proc Nlin do programa computacional SAS (SAS, 1989). Para este procedimento, utilizou-se o método de Gauss-Newton, o qual, por sucessivas iterações, estima os valores dos parâmetros nos quais a soma dos quadrados dos desvios das observações em relação aos valores ajustados é mínima (Ratkowsky, 1983).

Para perda de rendimento de grãos, além do modelo da hipérbole retangular, foi ajustado o modelo linear, que resultou na segmentação arbitrária da curva em linhas retas que permitissem obter a declividade de cada segmento linear. O número de pontos para ajustar ao modelo linear foi determinado de acordo com o efeito que o acréscimo de cada ponto adicional propiciava no aumento numérico do coeficiente de determinação.

Tanto para picão-preto quanto para guanxuma foram previamente separadas cinco parcelas com densidades variáveis de ervas para validação do modelo de

regressão não linear. Para o cálculo da perda de rendimento de grãos, utilizou-se dados de rendimento de soja na ausência de ervas de outros experimentos conduzidos na mesma área experimental. O nível de associação entre as perdas de rendimento observadas e as perdas de rendimento estimadas pela Equação 2.2 foi avaliado com uso da correlação linear simples.

Experimentos conduzidos na FA/UFRGS

Esses foram instalados em microparcelas em campo, um destinado ao picão-preto e outro à guaxuma, as quais conviveram durante a fase vegetativa da soja.

O delineamento experimental utilizado em ambos os experimentos foi completamente casualizado, em esquema fatorial, com quatro repetições. Nos experimentos foram avaliadas três épocas de emergência das ervas em relação à soja (4 dias antes, no mesmo dia e 4 dias após) e seis densidades de ervas (0, 4, 8, 16, 32 e 62 plantas m^{-2}). As unidades experimentais, em número de 72 por experimento, foram demarcadas em área semeada homogeneamente com soja, e estiveram espaçadas entre si por 0,5 m. Cada unidade experimental apresentava 0,25 m^2 (0,8 m x 0,31 m).

Antecedendo a semeadura da soja, adubou-se o solo, mediante aplicação a lanço de 15 kg de N ha^{-1} , 60 kg de P_2O_5 ha^{-1} e 60 kg ha^{-1} (300 kg ha^{-1} da fórmula 05-20-20). Em seguida, preparou-se e incorporou-se os fertilizantes ao solo através de aração seguida de gradagem. As sementes de soja foram inoculadas com *Bradyrhizobium japonicum* (SEMIA 5019) e tratadas com o fungicida thiram (70 g 100 kg^{-1} de sementes). A cultivar reagente de soja foi Embrapa 66, estabelecida manualmente na mesma época em todas as parcelas em 01/12/99, em espaçamento entrelinhas de 0,4 m e densidade de 40 plantas m^{-2} .

Para simular cada uma das épocas de emergência das ervas em relação à soja, sementes das ervas foram pré-germinadas a 30 °C durante 48 horas e, então, transferidas para células contendo solo peneirado e umedecido. Quando do aparecimento dos cotilédones na superfície do solo, aproximadamente 3 dias após a pré-germinação, as plântulas foram transferidas para as microparcelas. Com o objetivo de obter as populações de plantas desejadas, fez-se o transplante do dobro da população-alvo. O desbaste das plantas excedentes e o ajuste da população de soja foram realizados 7 dias após o transplante das ervas.

No estágio de início do florescimento da soja, aos 60 DAE, fez-se a colheita do experimento, quando foram realizadas avaliações de massa seca da parte aérea da soja, em cinco plantas de soja por microparcela, e de massa seca da parte aérea de todas as plantas de ervas de cada unidade experimental. Após a colheita, as plantas da cultura e das ervas foram postas a secar em estufa com circulação forçada de ar, à temperatura de 60 °C até atingirem peso constante, com posterior pesagem do material.

Os dados coletados nos experimentos foram submetidos à análise de variância. Quando significativo o teste F ($p \leq 0,05$ para efeitos principais e $p \leq 0,15$ para interações), foi realizada análise de regressão entre a variável-resposta e a densidade de plantas, para o que foram utilizados os modelos linear e quadrático.

2.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nos experimentos conduzidos na EEA/UFRGS, o rendimento médio de grãos de soja na ausência de ervas foi 3290 kg ha⁻¹ para o experimento com picão-preto, com variação de 2800 a 3800 kg ha⁻¹, e 4780 kg ha⁻¹ para o de guanxuma, com variação de 4200 a 5200 kg ha⁻¹. O aumento na densidade de plantas de picão-preto causou maior percentual de perdas no rendimento de grãos da soja do que o decorrente do incremento na densidade de guanxuma (Figura 1). Percebe-se, nessa Figura, que as perdas máximas de rendimento foram de, aproximadamente, 58 % e 14 % para picão-preto e guanxuma, respectivamente. Para ambas as espécies, observou-se, em densidades baixas, que as perdas de rendimento foram menos intensas do que o observado na ausência de ervas, gerando inclusive alguns valores negativos.

Algumas vezes, sob baixas densidades de ervas, ocorrem incrementos no rendimento de grãos (Florez et al., 1999). Isso pode decorrer de efeito complementar entre as espécies, possibilitando algum tipo de interação positiva na convivência entre ambas em densidades baixas e para espécies que apresentam menor habilidade competitiva ou condições de reduzida interferência, ou ainda, podem ser simplesmente devidos ao erro experimental (Brain & Cousens, 1989; Seefeldt et al., 1995). Por exemplo, todas as perdas de rendimento foram padronizadas de acordo com o valor médio obtido para a testemunha (média de quatro repetições), o qual, implicitamente, assume-se ser estimado sem erro. Uma alternativa para superar tal efeito, seria aumentar o número de repetições de parcelas sem ervas para diminuir a variabilidade obtida no rendimento.

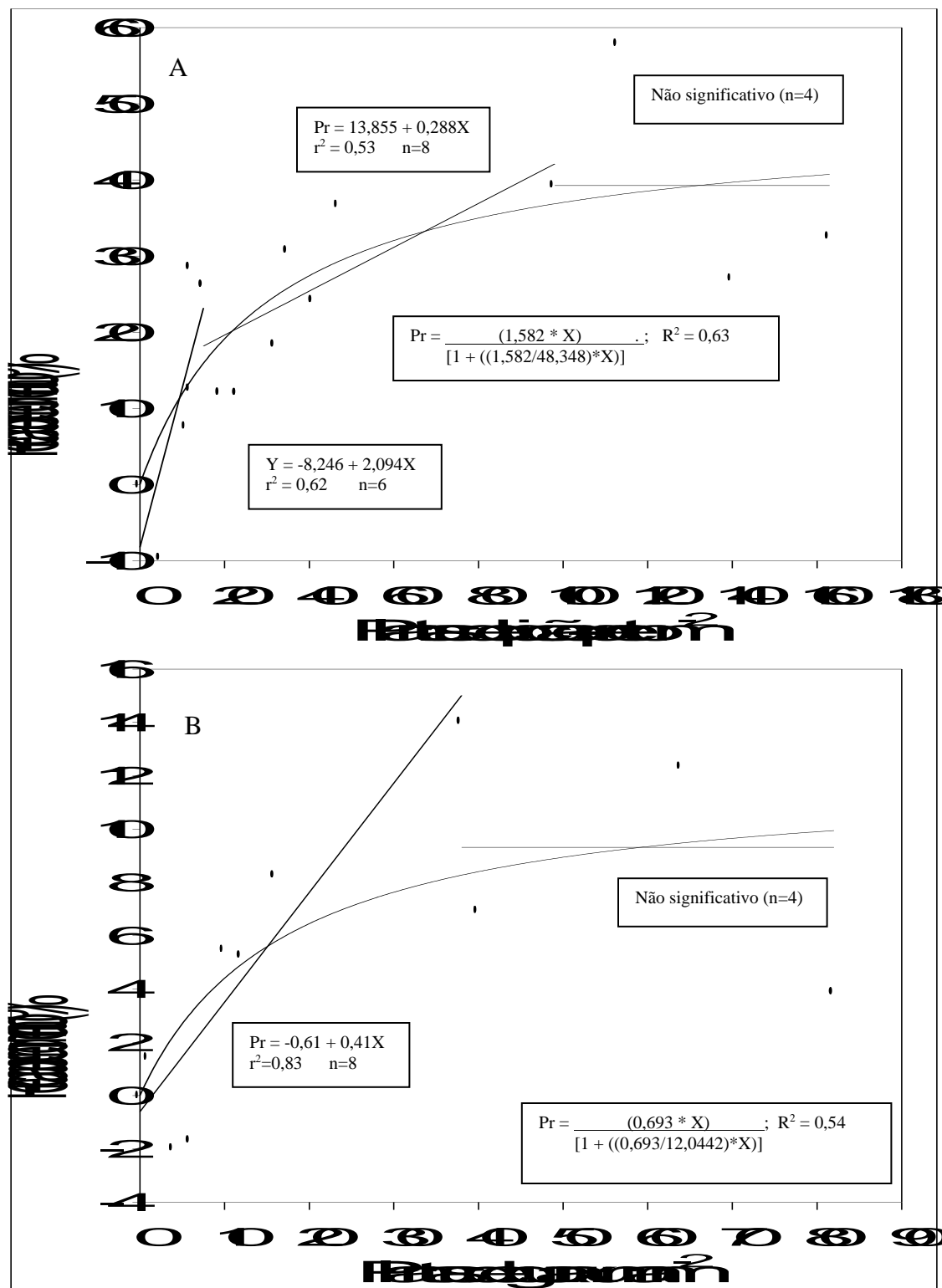


Figura 1 - Perdas de rendimento de grãos de soja em função de densidade de plantas de picão-preto, em 1999/00 (A), e guanxuma, em 2000/01 (B), EEA/UFRGS, Eldorado do Sul - RS.

O modelo da hipérbole ajustou satisfatoriamente os dados ($p < 0,05$), obtendo-se coeficientes de determinação de 0,63 e 0,54 para picão-preto e guanxuma, respectivamente. Esses valores de R^2 , embora relativamente baixos, estão de acordo com ajustes referidos na bibliografia para trabalhos dessa natureza (Lutman et al., 2000). Em relação ao R^2 , Sartorato et al. (1996) salientam que o uso desse coeficiente, mesmo sendo inadequado para aferir regressão não linear, serve como um indicador aproximado da variabilidade explicada pelo ajuste das curvas.

A partir da análise de regressão pelo modelo da hipérbole é possível estimar os parâmetros, de modo a se comparar a interferência entre espécies de ervas que competem com a cultura. O parâmetro “i”, por exemplo, foi 2,3 vezes maior para picão-preto do que para guanxuma, o que denota maior intensidade de interferência negativa daquela erva em densidades bem baixas. De forma semelhante, a relação “i/a”, que reflete o grau de competição intraespecífica, foi menor para picão (0,03) do que para guanxuma (0,06).

Ao se analisar o ajuste propiciado pelo modelo da hipérbole sob o ponto de vista biológico, percebe-se duas situações distintas: na primeira, em densidades baixas, o efeito do incremento na densidade é aditivo. Isso ocorre porque as áreas de influência de ervas individuais não chegam a se sobrepor. Na segunda, em densidades altas, o efeito de competição decorrente de cada unidade de erva que é adicionada à cultura diminui. Isso ocorre porque as áreas de influência já começam a se sobrepor e, como conseqüência desse aumento na intensidade da competição intraespecífica, as perdas no rendimento tendem a se estabilizar. Dessa forma, por este modelo, cada unidade de incremento que é adicionada na carga competitiva da erva causa mais perdas de rendimento em baixas do que em altas densidades. Esse

comportamento segue o que estabelece a lei da diminuição das respostas, a qual indica que, quando a densidade de ervas aumenta, a produtividade da cultura diminui, até um ponto em que a adição posterior de ervas já não diminui substancialmente o rendimento, ou ainda, está de acordo com a lei da produtividade final constante (Odum, 1971; Radosevich et al., 1997). Por essa lei, a produção de massa seca por unidade de área é independente da densidade das plantas presente na área.

O uso do modelo linear para se obter a partição da curva da hipérbole em segmentos de reta, permitiu gerar dois segmentos lineares significativos para a curva de picão-preto e um segmento para guanxuma (Figura 1). Para picão-preto, no primeiro segmento, obtido até 15 plantas de erva m^{-2} , o acréscimo de cada planta da erva aumentou em 2,1 % a perda de rendimento de grãos da soja; já, no segundo segmento, essa perda foi bem menor (0,3 %). Para guanxuma, houve incremento linear de perda de rendimento até a densidade de 40 plantas m^{-2} , em que o acréscimo de cada unidade da erva aumentou a perda em 0,4 %.

Em geral, o relacionamento entre rendimento da cultura e densidade de ervas, avaliado através de regressão linear, tem-se mostrado apropriado, considerando que os efeitos de aumentos na densidade de ervas em populações relativamente baixas são aditivos (Bauer et al., 1991). Em tais situações, a competição intraespecífica é razoavelmente baixa; dessa forma, pode-se supor que as perdas percentuais de rendimento causadas por uma espécie daninha sejam constantes quando a densidade de ervas aumenta. O modelo linear, contudo, permite tal estimativa apenas sob uma faixa restrita de densidade; ele não apresenta

significância biológica em altas densidades de ervas, o que, nestas circunstâncias, pode levar à estimativa imprecisa da competitividade (Lutman et al., 1994).

O ajuste do modelo da hipérbole com uso de diferentes variáveis dependentes para estimar o efeito de infestações de ervas expressas por suas densidades, está sumarizado na Tabela 1. Tanto para picão-preto quanto para guanxuma, os maiores valores de R^2 foram obtidos para o ajuste baseado na perda de rendimento de grãos, comparativamente às perdas calculadas com base na massa seca da soja no florescimento e no rendimento biológico aparente.

Tabela 1 - Parâmetros estimados pelo modelo da hipérbole retangular, considerando-se diferentes variáveis dependentes, para picão-preto, em 1999/00 e guanxuma, em 2000/01, EEA/UFRGS, Eldorado do Sul - RS

Variáveis dependentes	Parâmetros*		R^2	Soma de quadrados do resíduo
	i	a		
Picão-preto				
Perda de massa seca no florescimento da soja	2,80	52,4	0,49	3183,07
Perda de rendimento de grãos da soja	1,58	48,3	0,63	1500,11
Perda de rendimento biológico aparente	0,26	48,9	0,33	5793,67
Guanxuma				
Perda de rendimento de grãos da soja	0,69	12,0	0,54	128,95
Perda de rendimento biológico aparente	6,13	8,2	0,06	911,25

* i = porcentagem de perda de rendimento por unidade de erva quando sua densidade se aproxima de zero; a = porcentagem de perda de rendimento quando a densidade de ervas tende ao infinito.

Os resultados da Tabela 1 indicam que o cálculo de perdas baseado no rendimento de grãos aparentemente constitui-se na estratégia mais adequada, talvez por computar o efeito tanto da competição ocorrente na fase vegetativa quanto na reprodutiva, o que não ocorre com a massa seca avaliada no florescimento da soja. Em geral, quando a soja alcança a fase de florescimento, cessa seu crescimento em estatura, ocasião em que diversas espécies daninhas, como picão-preto, conseguem

superá-la e passam a exercer uma competição severa por luz. Em relação ao rendimento biológico, provavelmente o baixo ajuste possa associar-se à época na qual a variável foi determinada; ou seja, por ocasião da coleta das plantas, parte das folhas já se apresentava senescente, o que pode ter se refletido em massa seca total subestimada. Outro aspecto a considerar deve-se ao fato de se utilizar somente a parte aérea das plantas na avaliação, o que não reflete possível competição que passa ocorrer em nível de raízes da soja e, também, que foram utilizadas poucas plantas na estimativa do rendimento biológico.

A validação dos modelos ajustados para picão-preto e guaxuma indicou baixa correlação entre perdas de rendimento de grãos de soja observadas e estimadas com o uso dos modelos (Figura 2). Mesmo para picão-preto, onde o coeficiente de correlação foi 0,69, houve significância somente para nível de 19 % de probabilidade de erro. Como visto, o modelo da hipérbole pode ajustar bem os dados observados; no entanto, está sujeito a críticas devido à baixa capacidade preditiva, associado às diferenças ocorrentes nas condições climáticas entre locais e/ou anos (Webster et al., 2000), à variabilidade que ocorre no rendimento de grãos em áreas livres de ervas (Lindquist, 2001; Massinga et al., 2001), ou mesmo à heterogeneidade na emergência das ervas (Kropff & Lotz, 1992). Parte da baixa associação também pode ser creditada ao número relativamente baixo de pontos usados.

Diante disso do que foi dito no parágrafo anterior, não apenas se torna difícil estimar com precisão a densidade de nível de dano, devido à distribuição das ervas em manchas na lavoura, mas também porque elas usualmente emergem em fluxos sucessivos (Mickelson & Harvey, 1999). A capacidade preditiva do modelo de

Cousens (1985) têm seus limites, porque a densidade das ervas não computa a variação na época de sua emergência em relação à cultura, fluxos consecutivos de ervas ou variações no vigor das ervas (Van Acker et al., 1997).

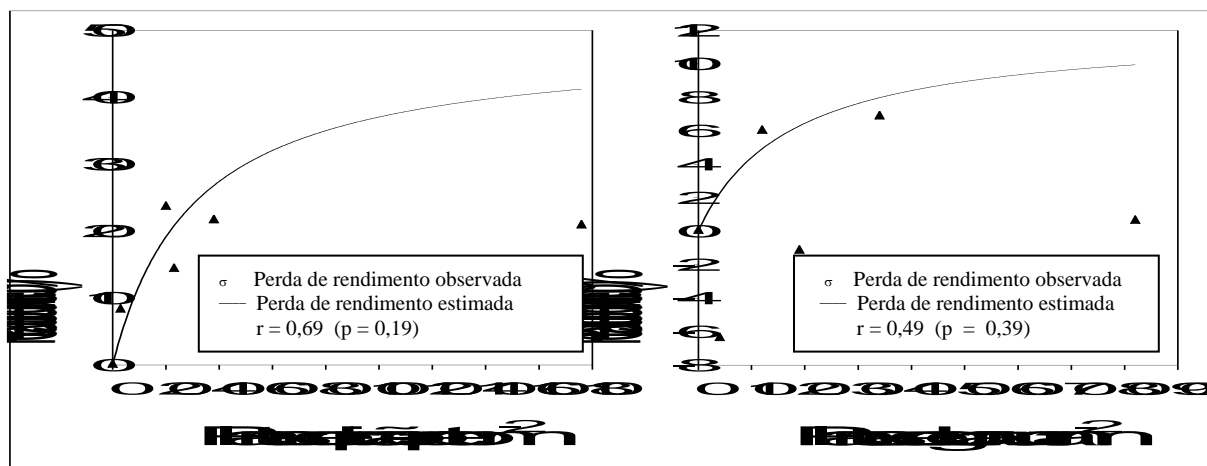


Figura 2 – Correlação entre perdas de rendimento de grãos de soja observadas e estimadas em função de densidades de plantas de picão-preto, em 1999/00 (A), e de guanduba, em 2000/01 (B), EEA/UFRGS, Eldorado do Sul - RS.

Os efeitos das variações na época de emergência das ervas nas respostas da soja às densidades de picão-preto e guanduba podem ser visualizadas na Figura 3. Para picão-preto, houve interação de época de sua emergência em relação à soja com densidade da erva. No geral, à medida em que as ervas emergiram antes da soja ocorreram efeitos negativos mais intensos em função de densidades das ervas sobre a cultura. Resultados similares foram obtidos por Blackshaw (1993), para o qual as reduções de massa seca e rendimento de grãos de centeio aumentaram mais intensamente com o incremento da densidade quando a erva emergiu junto com o centeio, em comparação com sua emergência 3 semanas após.

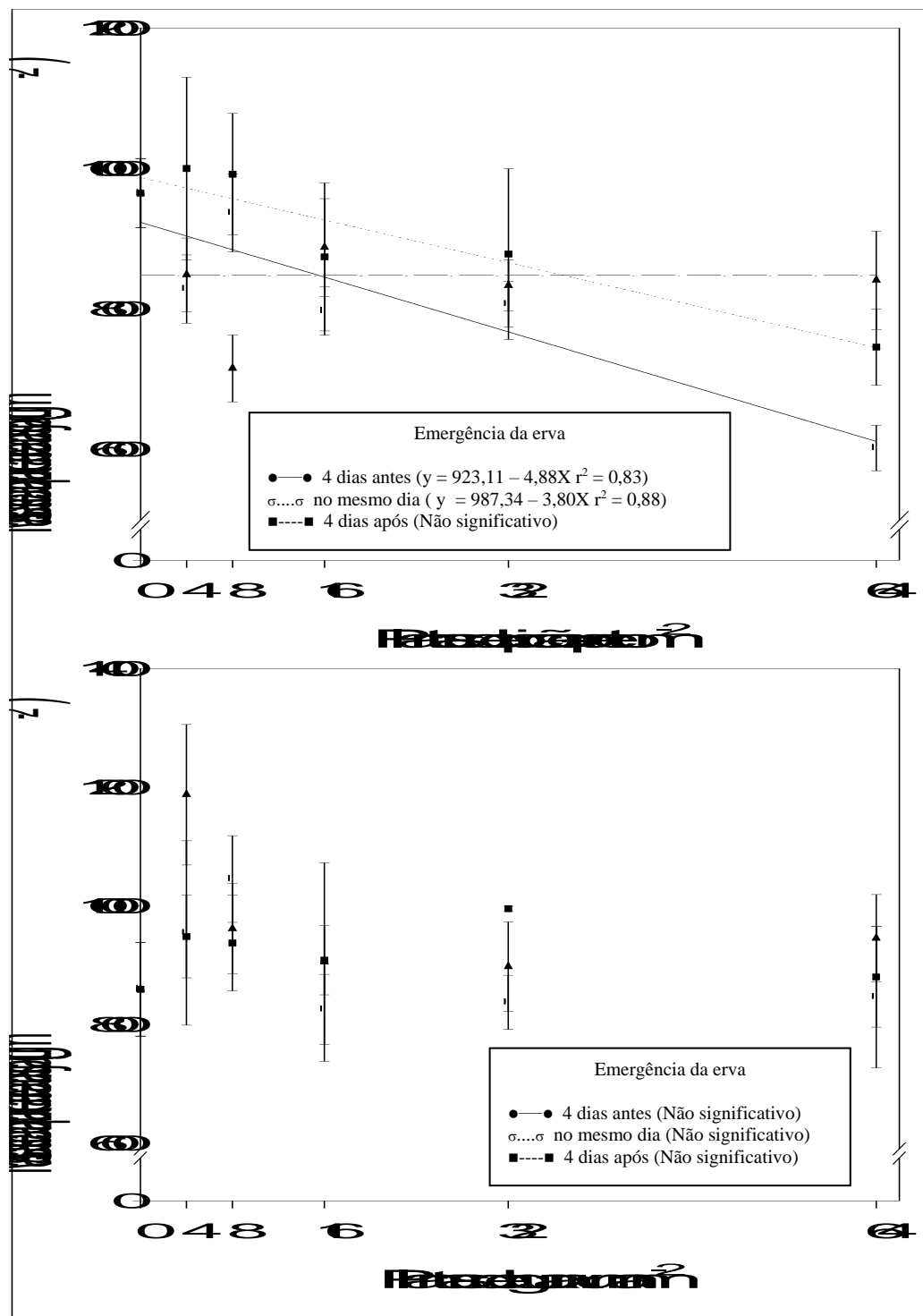


Figura 3 – Massa seca de plantas de soja em função de densidades de plantas de picão-preto e de guanduba e da época relativa de emergência das ervas em relação à soja, UFRGS, Porto Alegre - RS, 1999/00. (Barras verticais representam erro padrão da média).

Na Figura 3, observa-se, ainda, que na emergência de picão-preto 4 dias antes da soja, houve redução de 4,9 g m⁻² de massa seca para cada acréscimo unitário de planta da erva, ocasionando redução percentual total de 38 % na massa seca com o incremento da densidade de zero para 64 plantas m⁻². Para emergência simultânea da erva e da soja, a redução foi de 3,8 g m⁻², perfazendo perda global de 23 %. Já, na emergência da erva 4 dias após a soja, o modelo linear foi significativo somente a 18 % de probabilidade, prevendo redução média de 13 % na produção de massa seca com o incremento da população de picão-preto de zero para 64 plantas m⁻².

Em relação à guaxuma, os resultados não demonstraram efeitos de densidades e de épocas de emergência sobre a massa seca da soja. Para essa erva, em determinadas densidades, ocorreu inclusive aumentos nos valores absolutos de massa seca em relação ao tratamento sem ervas (Figura 3), a exemplo do que foi referido para valores negativos de perdas de rendimento de grãos, conforme observa-se na Figura 1.

A habilidade competitiva demonstrada pela soja em relação ao picão-preto e guaxuma pode ser constatada pela análise da Figura 4. Para ambas as ervas, o incremento nas densidades de plantas aumentou suas respectivas produções de massa seca de forma mais intensa quando a emergência das ervas se antecipam à da soja. Os aumentos foram gradativamente reduzidos quando as plantas emergiram mais tarde, principalmente para guaxuma. Diferentes intensidades de supressão da cultura do arroz sobre espécies de ervas são relatadas por Paolini et al. (1998). Para esses autores, as ervas que possuem elevada capacidade de acúmulo de massa seca na parte aérea no início do ciclo da cultura possuirão maior

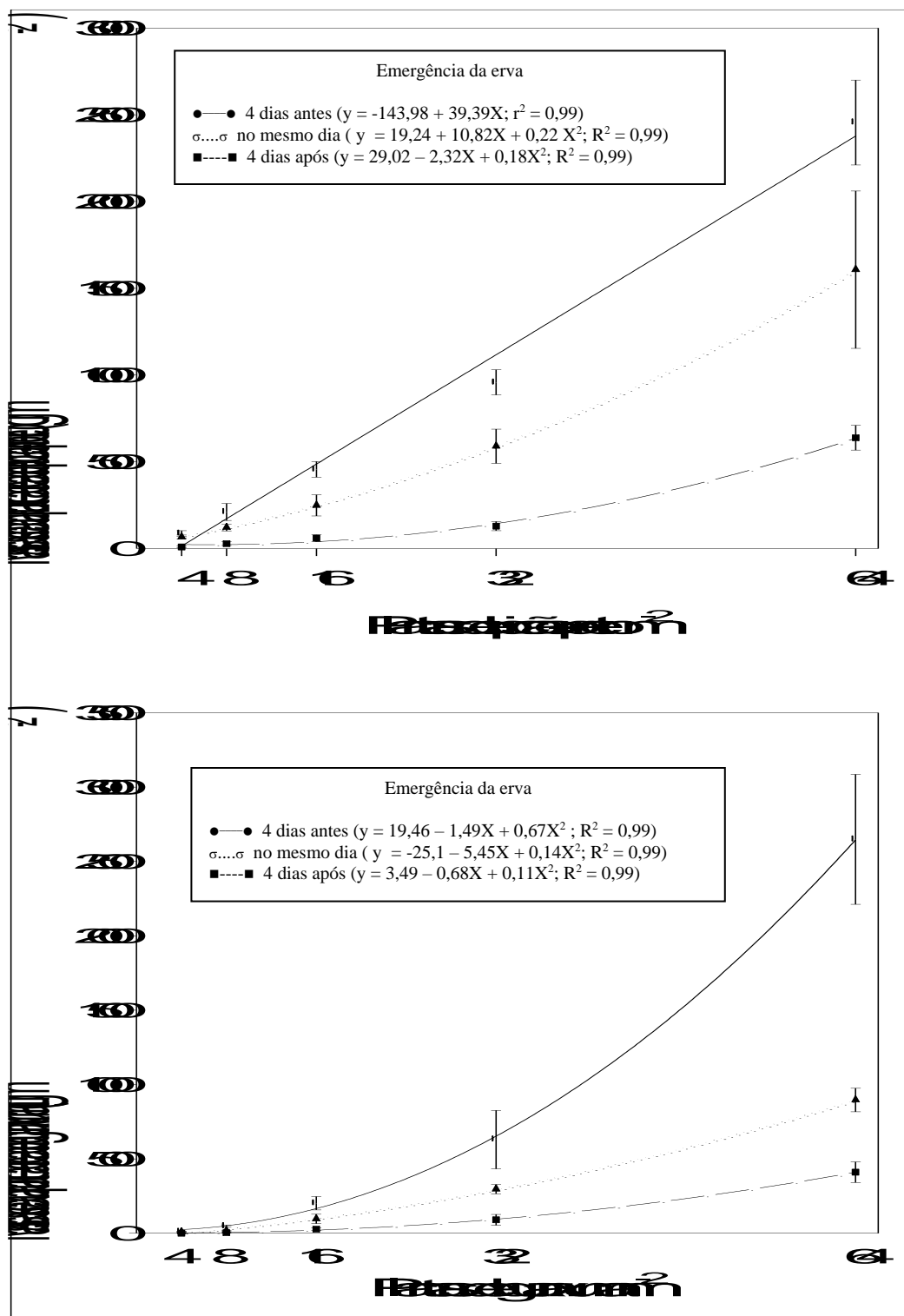


Figura 4 – Massa seca de plantas de picão-preto e de guanxuma em função de densidades de plantas de picão-preto e de guanxuma e da época relativa de emergência das ervas em relação à soja, UFRGS, Porto Alegre - RS, 1999/00. (Barras verticais representam erro padrão da média).

capacidade competitiva. Em soja, a capacidade de supressão de ervas decorre do fato que espécies de plantas cultivadas que apresentam acelerado crescimento inicial, com uniformidade de ocupação do nicho, possuem alta capacidade de sombrear precocemente as plantas daninhas, diminuindo, dessa forma, a quantidade e a qualidade da luz incidente sobre as mesmas (Altieri & Liebman, 1988).

De forma geral, a análise dos experimentos mostrou que o grau de interferência exercido por ervas dicotiledôneas na cultura da soja, como ocorreu com picão-preto e guanxuma, depende da espécie presente e da densidade populacional em que ocorre; mas, sobretudo, que esses fatores são fortemente modificados pela época de emergência das ervas em relação à cultura. Do ponto de vista prático, pouco ou nada pode-se fazer em relação à inibição completa da emergência de ervas, além da adoção de práticas de manejo, como não revolvimento do solo e agregação de palha ao sistema para reduzir o fluxo de emergência. Por outro lado, muito pode ser feito visando possibilitar rápido estabelecimento da cultura, como uso de sementes certificadas, com alto poder germinativo e vigor, e semeadura da cultura em condições mais favoráveis de competição, fora do período mais adequado à germinação das ervas. Para isso, é importante se conhecer o padrão de germinação das ervas em diferentes condições de ambiente e avaliar o impacto da alteração na época de semeadura sobre a capacidade competitiva da cultura em relação às ervas.

2.5. CONCLUSÕES

A soja possui habilidade em competir com as ervas daninhas picão-preto e guaxuma durante a fase de crescimento vegetativo.

A espécie picão-preto interfere mais negativamente na cultura da soja do que guaxuma.

O grau de interferência exercido por ervas dicotiledôneas na cultura da soja depende da espécie daninha presente, de sua densidade e da época relativa de emergência das ervas.

O atraso na emergência da soja em relação às ervas aumenta os efeitos negativos dessas sobre a cultura, os quais são potencializados pelo incremento da densidade, principalmente para picão-preto.

O modelo da hipérbole retangular propicia melhores ajustes aos dados quando utiliza como variável dependente as perdas de rendimento de grãos do que quando é calculado com base nas perdas de massa seca da soja no florescimento.

3. CAPÍTULO II – USO DE DENSIDADE DE PLANTAS E CARACTERÍSTICAS MORFOLÓGICAS DA ERVA NA PREVISÃO DA PERDA DE RENDIMENTO DE GRÃOS CAUSADA PELA INTERFERÊNCIA DE PICÃO-PRETO EM SOJA

3.1. RESUMO

A utilização de sistemas para manejo integrado de plantas daninhas depende da habilidade de se prever o impacto da infestação de ervas no potencial de rendimento de grãos da cultura. O objetivo desse trabalho foi comparar diferentes variáveis explicativas no modelo da hipérbole retangular de regressão, para identificar aquela que forneça melhor previsão da interferência de picão-preto (*Bidens* spp.) em soja. Foram realizados experimentos em duas regiões fisiográficas do Estado do Rio Grande do Sul, nos Municípios de Passo Fundo e Eldorado do Sul. Utilizaram-se densidades variáveis de picão-preto e três épocas de semeadura da soja (3, 7 e 11 dias após a dessecação - DAD - da cobertura vegetal das áreas). Avaliou-se as densidades da erva aos 20 e 30 dias após a emergência da soja (DAE) e na pré-colheita, e características morfológicas de picão-preto como densidade de folhas, área folhar e cobertura folhar aos 20 DAE. Observou-se que a variável explicativa densidade de plantas de picão-preto propiciou ajuste satisfatório dos dados; porém, não integra os efeitos de ambientes e da época de semeadura da cultura em relação à dessecação da

cobertura, diferentemente do que ocorreu para as características morfológicas avaliadas. Dentre essas, destacam-se a densidade de folhas e a área folhar como as de maior potencial de utilização como variáveis explicativas na previsão da perda do rendimento de grãos da soja por picão-preto.

3.2. INTRODUÇÃO

A tomada de decisão para manejo de plantas daninhas depende do prognóstico preciso do impacto das populações de ervas sobre o rendimento das culturas. O sucesso em utilizar programas de manejo relacionados com níveis de dano econômico depende da habilidade de se prever a função de dano, ou seja, o impacto da população de ervas no potencial de rendimento da cultura.

Diversos métodos foram sugeridos para prever a relação entre densidade de ervas e rendimento da cultura (Bussler et al., 1995). A maioria dos métodos para relacionar rendimento e densidade baseia-se na composição média da comunidade (Kropff & Spitters, 1991). Entretanto, como as populações de plantas com frequência são compostas por uma hierarquia de indivíduos, com alguns dominantes de grande tamanho e outros constituídos por elevado número de plantas pequenas suprimidas, a composição média de plantas não representa a planta mais comum numa população (Bussler et al., 1995). Segundo esses autores, tomando-se a composição média das plantas através de todos os indivíduos numa área, pode-se obscurecer os efeitos das concentrações de recursos espacialmente heterogêneos, o que alteraria o resultado das interações competitivas.

As funções de dano, baseadas na densidade de ervas, normalmente ignoram as diferenças morfológicas existentes entre os indivíduos. Os resultados

encontrados na bibliografia realçam as limitações associadas ao uso da densidade de ervas como base para previsão das perdas de rendimento, pois a avaliação da densidade não leva em conta a época relativa de emergência e tampouco as variações no tamanho das ervas (Weaver, 1991; Vitta et al., 1993; Storkey et al., 1997; Lutman et al., 2000). Além disso, Lutman et al. (1996) salientam que as previsões baseadas na densidade e na época de emergência não consideram o vigor relativo da cultura e das ervas, que são fatores importantes na compreensão da interface competitiva das espécies daninhas. Portanto, o modelo perda de rendimento-densidade de ervas só será útil se for possível derivar uma função de dano baseada em algum aspecto relacionado ao tamanho das ervas, em vez de ou em acréscimo à densidade, em consequência, melhorando a previsão das perdas de rendimento da cultura causadas por ervas (Weaver, 1991).

Medidas associadas ao tamanho das plantas e à estrutura do dossel em geral integram os efeitos competitivos, independente dos recursos pelos quais as plantas competem (Vitta et al., 1993). Uma das medidas que delimitam o tamanho de planta é sua massa seca. A relação entre massa seca de plantas daninhas e redução do rendimento de grãos é razoavelmente bem ajustada pelo modelo de regressão exponencial (Dhaliwal et al., 1997). De forma semelhante, Oliver et al. (1976) e Spadotto et al. (1992) constataram que decréscimos na massa seca das ervas correlacionam-se com reduções no rendimento de grãos. Para Oliver et al. (1976), essa característica foi a melhor indicadora da competição inter-específica ocorrida. Porém, para Lutman et al. (1996), o ajuste da regressão entre massa seca e rendimento não foi tão satisfatório quanto o obtido com a densidade de

ervas; no entanto, a variação verificada entre anos tendeu a ser menor com o uso da massa seca, e o erro padrão variou menos para as culturas analisadas.

De outra parte, características associadas ao dossel folhar podem englobar todos os componentes das ervas envolvidos na competição, incluindo espécies, tamanho das plantas, densidades e épocas de sua emergência, segundo Aldrich (1987). Resultados obtidos com simulação de dados demonstraram haver estreita relação entre área folhar e perda de rendimento sobre uma ampla faixa de densidades de ervas e épocas de sua emergência em relação à cultura (Kropff & Spitters, 1991; Kropff & Lotz, 1992). Dessa forma, seria mais apropriado caracterizar a infestação de ervas com medidas de área folhar no início da estação de crescimento, pois a intensidade competitiva de uma espécie é fortemente determinada pela sua participação na área folhar total no momento quando o dossel se fecha e inicia a competição inter-plantas (Kropff & Spitters, 1991). No entanto, apesar da variável área folhar ser promissora na caracterização da competição, o dispêndio de tempo na sua determinação dificulta sua implementação. Além disso, a correlação de área folhar com outras variáveis é difícil de obter, visto que, na maioria das vezes, constitui-se em avaliação destrutiva (Ngouajio et al., 1999).

Considerando-se que a utilização de modelos matemáticos que incluem área folhar sofre limitação da habilidade em se estimar rápida e precisamente esta variável (Lotz et al., 1994; Dieleman et al., 1995), outras características associadas ao dossel folhar das ervas também poderiam ser consideradas na previsão das perdas de rendimento. Neste sentido, foram sugeridas cobertura folhar, definida como a proporção do solo (porcentagem) ocupada pela projeção

vertical da parte aérea de uma espécie (Lotz et al., 1994; Ngouajio et al., 1998) e densidade de folhas (Weaver, 1991).

O objetivo desse trabalho foi comparar diferentes variáveis explicativas para uso no modelo da hipérbole retangular, para identificar aquela que forneça melhor previsão da interferência de picão-preto (*Bidens pilosa* L. e *B. subalternans* DC.) em soja.

3.3. MATERIAL E MÉTODOS

Dois experimentos foram conduzidos em campo, um no Centro de Extensão e Pesquisa Agronômica da Faculdade de Agronomia da Universidade de Passo Fundo (Cepagro/UPF), na região fisiográfica do Planalto Médio do Rio Grande do Sul, e outro na Estação Experimental Agronômica da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (EEA/UFRGS), na região fisiográfica da Depressão Central. O primeiro experimento foi conduzido durante a estação de crescimento 1998/99 em Passo Fundo (Ambiente 1), e o segundo o foi em 1999/00 em Eldorado do Sul (Ambiente 2).

Os solos das áreas experimentais são classificados como Latossolo Vermelho Distrófico típico e Argissolo Vermelho Distrófico típico, para Passo Fundo e Eldorado do Sul, respectivamente (Embrapa, 1999). Antecedendo à instalação de cada experimento, as áreas foram amostradas para análise físico-química do solo, tendo sido obtidos os seguintes resultados: Ambiente 1: 490 g de argila por kg de solo, pH (em água) de 5,7, 20 mg de P₂O₅ por L, 180 mg de K₂O por L e 2,1 g de matéria orgânica por kg de solo; e, Ambiente 2: 380 g de argila

por kg de solo, pH (em água) de 4,8, 5 mg de P_2O_5 por L, 140 mg de K_2O por L e 2 g de matéria orgânica por kg de solo.

O delineamento experimental utilizado nos dois experimentos foi completamente casualizado, onde os tratamentos foram dispostos em esquema fatorial, com uma repetição. Nos dois ambientes, os tratamentos representativos do fator A constaram de densidades de picão-preto (*Bidens pilosa* L. e *B. sulbaltarnans* DC., em infestações mistas) e os do fator B consistiram de semeadura de soja em relação à data de dessecação da cobertura vegetal existente na área. Nos dois ambientes, a semeadura da soja foi realizada 3, 7 e 11 dias após a dessecação (DAD).

As densidades de ervas foram alocadas aleatoriamente no campo, de acordo com níveis populacionais de ervas encontrados naturalmente na área. No Ambiente 1, utilizou-se 17 unidades em cada época de semeadura, cujas densidades variaram entre uma e 180 plantas m^{-2} , totalizando 51 unidades com infestação. No Ambiente 2, utilizou-se 10 unidades em cada época, com densidades de picão-preto variáveis de uma a 110 plantas m^{-2} , totalizando 54 unidades com infestação. Nos dois ambientes, mantiveram-se quatro a cinco unidades com ausência de ervas, em cada uma das épocas de semeadura da soja. Cada unidade experimental mediu 6 m^2 (2 m x 3 m), constando de cinco fileiras de soja espaçadas em 0,4 m.

Os experimentos foram implantados utilizando-se o sistema de semeadura direta, sem preparo mecânico do solo, em áreas contendo cobertura vegetal formada por aveia-preta (*Avena strigosa* Schreb) e algumas espécies daninhas. O manejo da cobertura foi realizado com os herbicidas glyphosate (900 g de equivalente ácido ha^{-1}) e 2,4-D (670 g de equivalente ácido ha^{-1}), procedido por

ocasião do florescimento das plantas de aveia-preta. Em ambos os experimentos foi efetuada uma segunda dessecação com o herbicida paraquat (300 g ha^{-1}), que foi realizada 3 dias antes da primeira época de semeadura da soja, para eliminar as ervas que não foram controladas com a primeira dessecação e, também, aquelas que emergiram no período entre a primeira e a segunda dessecação.

A adubação do solo foi realizada por ocasião da semeadura da soja, no Ambiente 1 através da distribuição de 300 kg ha^{-1} da fórmula 05-20-30, o que proporcionou aplicação de $15 \text{ kg de N ha}^{-1}$, $40 \text{ kg de P}_2\text{O}_5 \text{ ha}^{-1}$ e $90 \text{ kg de K}_2\text{O ha}^{-1}$ e, no Ambiente 2 através da distribuição de 340 kg ha^{-1} da fórmula 05-25-25, o que proporcionou aplicação de $17 \text{ kg de N ha}^{-1}$, $85 \text{ kg de P}_2\text{O}_5 \text{ ha}^{-1}$ e $85 \text{ kg de K}_2\text{O ha}^{-1}$. Nos dois ambientes, antecedendo à semeadura, as sementes de soja foram inoculadas com estirpes de *Bradyrhizobium japonicum* (SEMIA 5019) e foram tratadas com o fungicida thiram ($70 \text{ g } 100 \text{ kg}^{-1}$ de sementes).

Em ambos os experimentos, utilizou-se a cultivar de soja Embrapa 66, de ciclo médio de desenvolvimento, a qual foi estabelecida na densidade de $400 \text{ mil plantas ha}^{-1}$. A semeadura da soja foi realizada em 1, 5 e 9 de dezembro e em 8, 12 e 16 de dezembro para os Ambientes 1 e 2, respectivamente.

O controle de ervas gramíneas nos experimentos foi obtido com o herbicida graminicida clethodim (120 g ha^{-1}), acrescido do adjuvante Assist usado a $0,5 \%$ volume/volume. Os insetos-praga foram controlados com produtos inseticidas recomendados, de modo que seu dano não prejudicasse o desenvolvimento da cultura (Reunião..., 2001). Durante a condução dos experimentos foram realizadas suplementações hídricas por meio de irrigações por aspersão, a fim de se garantir adequado desenvolvimento à cultura. As irrigações eram realizadas

quando os períodos de ausência de precipitação pluvial superavam 10 dias. Em cada operação eram fornecidos 20 mm de água, aproximadamente.

As avaliações das densidades de picão-preto ocorreram 20 dias após a emergência (DAE) da soja, em área de 1,0 m² por parcela, dividida em dois locais de cada unidade experimental. No Ambiente 2, fez-se contagens adicionais das populações da erva aos 30 DAE e na pré-colheita da soja. A massa seca das ervas foi avaliada aos 20 DAE e, também, na pré-colheita da soja, apenas no Ambiente 2. Para obtenção da massa seca das ervas, fez-se a coleta das partes aéreas em duas áreas de 0,5 m² numa extremidade de cada parcela. A secagem do material deu-se em estufa com circulação forçada de ar à temperatura de 60 °C até se obter peso constante.

As determinações de área folhar e densidade de folhas das ervas foram realizadas aos 20 DAE, a partir das plantas coletadas para determinação da massa seca. A área folhar foi determinada em todas as plantas colhidas com auxílio de um integrador eletrônico de área folhar. Após, fez-se a contagem do número de folhas por planta, com o que se calculou a densidade de folhas por indivíduo. A cobertura folhar pelo dossel das ervas foi avaliada visualmente, utilizando-se escala percentual, em que nota zero correspondeu à ausência de cobertura folhar sobre o solo e nota 100 significou cobertura completa do solo. No Ambiente 1, a avaliação foi realizada por dois avaliadores que atuaram de modo independente, os quais atribuíram individualmente suas notas, que foram somadas para obtenção das respectivas médias. No Ambiente 2, foi realizada uma segunda avaliação visual da cobertura folhar por ervas por ocasião do florescimento da soja.

O rendimento de grãos da soja foi determinado em área de 3,0 m² (1,2 m x 2,5 m), englobando as três fileiras centrais das parcelas. Por ocasião da pesagem dos grãos foi determinada sua umidade e, posteriormente, os pesos obtidos foram uniformizados para 13% de umidade. Aos dados de rendimento foram calculadas as perdas percentuais em relação às parcelas mantidas livres de ervas, conforme foi descrito na Equação 2.1 (página 14).

Na análise dos dados, os valores de massa seca, área e cobertura folhar foram multiplicados por 100. Esse procedimento dispensou o uso de fator de correção no modelo, permitindo sua padronização na análise de todas as variáveis explicativas testadas. Aos dados de porcentagens de perda de rendimento foi ajustado o modelo de regressão não linear da hipérbole retangular proposto por Cousens (1985):

$$P_r = (i \cdot X) / (1 + (i/a) \cdot X) \quad (\text{Equação 3.1});$$

onde: P_r = perda de rendimento (%); X = densidade de plantas, massa seca, área folhar, densidade de folhas ou cobertura folhar por ervas; i = porcentagem de perda de rendimento por unidade de erva quando sua densidade se aproxima de zero; a = porcentagem de perda de rendimento quando a densidade de ervas tende ao infinito.

O ajuste do modelo aos dados foi realizado usando-se o procedimento Proc Nlin do programa computacional SAS (SAS, 1989). Para este procedimento, utilizou-se o método de Gauss-Newton, o qual, por sucessivas iterações, estima os valores dos parâmetros nos quais a soma dos quadrados dos desvios das observações em relação aos valores ajustados é mínima.

O modelo da hipérbole foi ajustado considerando-se as variáveis explicativas individualmente, em cada ambiente, e dentro de cada ambiente para

cada época, independente de ocorrer interação entre ambientes e épocas. Esse procedimento foi adotado para permitir a comparação dos modelos ajustados, a qual se deu através da comparação dos coeficientes de determinação (R^2) e da soma de quadrados do resíduo (SQR). A escolha do melhor modelo ajustado baseou-se no maior valor de R^2 e no menor valor de SQR.

Após a escolha do modelo com melhor capacidade preditiva, fez-se a comparação dos modelos ajustados entre ambientes, procedendo-se, inicialmente, a verificação de homogeneidade de variâncias pelo teste de Bartlett (Gomez & Gomez, 1984). Nos casos em que houve homocedasticidade, foi realizada comparação entre ambientes e entre épocas, utilizando-se método preconizado por Chow (Florez et al., 1999).

Aos valores de densidades de plantas obtidos no Ambiente 2 em diferentes épocas, ajustaram-se modelos polinomiais e da hipérbole retangular (Equação 3.1). Além da análise de regressão, procedeu-se análise de correlação linear simples entre as variáveis explicativas avaliadas dentro de cada ambiente.

3.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O uso da densidade de picão-preto, avaliada aos 20 DAE, como variável explicativa no modelo de previsão das perdas de rendimento de grãos de soja permitiu ajustes satisfatórios nos dois ambientes estudados (Tabela 2). No entanto, observou-se que a precisão do ajuste variou tanto entre ambientes como entre épocas de semeadura dentro de cada ambiente (Tabela 3). À medida em que se atrasou a semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal, em geral diminuíram os valores de R^2 e aumentaram os valores de soma

dos quadrados do resíduo (SQR), o que caracterizou menor precisão de ajuste pelo modelo utilizado em resposta àquele fator.

Tabela 2 - Parâmetros estimados e ajustes obtidos para perdas de rendimento de grãos de soja em função de diferentes variáveis explicativas da erva picão-preto e de épocas de semeadura da soja, em Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e em Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2)

Variáveis explicativas da infestação de picão-preto ¹	Parâmetros ²		Coeficiente de determinação (R ²)	Soma dos quadrados do resíduo	Estatística F
	i	a			
Ambiente 1:					
Densidade de plantas					
3 DAD ³	0,36	78,2	0,65	1031,6	47,9 ⁴
7 DAD	0,94	42,7	0,56	1792,5	36,6*
11 DAD	3,43	42,5	0,59	3524,7	29,6*
Massa seca					
3 DAD ³	0,58	75,0	0,63	1081,5	45,4*
7 DAD	0,43	75,8	0,55	1836,6	35,5*
11 DAD	1,47	41,0	0,37	3732,1	27,5*
Densidade de folhas					
3 DAD ³	0,27	50,0	0,70	879,3	57,6*
7 DAD	0,21	49,8	0,56	1778,9	36,9*
11 DAD	0,79	46,5	0,45	3280,7	32,4*
Área folhar					
3 DAD ³	0,21	60,7	0,70	868,4	58,5*
7 DAD	0,17	48,1	0,54	1883,5	34,4*
11 DAD	0,78	44,1	0,47	3178,6	33,7*
Cobertura folhar					
3 DAD ³	0,64	55,5	0,44	1636,4	27,2*
7 DAD	0,63	52,1	0,60	1640,8	40,7*
11 DAD	0,89	54,0	0,35	3859,0	26,4*
Ambiente 2:					
Densidade de plantas					
3 DAD ³	0,96	51,1	0,89	162,5	127,5*
7 DAD	5,02	43,6	0,77	560,5	57,0*
11 DAD	13,53	48,1	0,53	1965,1	29,5*
Massa seca					
3 DAD ³	0,19	37,4	0,80	300,7	66,8*
7 DAD	0,42	38,7	0,47	1327,5	21,4*
11 DAD	0,81	46,5	0,54	1896,7	30,8*
Cobertura folhar					
3 DAD ³	1,77	28,6	0,70	439,6	44,3*
7 DAD	0,43	57,6	0,49	1258,9	22,9*
11 DAD	12,47	48,4	0,55	1880,5	31,1*

¹ Avaliadas 20 dias após a emergência da soja.

² i = porcentagem de perda de rendimento por unidade da erva quando sua densidade se aproxima de zero; a = porcentagem de perda de rendimento quando a densidade da erva tende ao infinito.

³ Época da semeadura da soja em dias após a dessecação da cobertura vegetal.

⁴ Indica significância a 5 % de probabilidade.

Tabela 3 - Estatística F das análises comparativas entre ambientes e épocas de semeadura da soja em experimentos com picão-preto realizados em Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2)

Variáveis explicativas da infestação de picão-preto ¹	Valores de F	
	Comparação entre ambientes	Comparação entre épocas de semeadura da soja
Densidade de plantas	6,04*	
Ambiente 1	-----	3,31*
Ambiente 2	-----	4,71*
Massa seca	2,36 ^{ns}	0,88 ^{ns}
Área folhar	-----	2,43 ^{ns}
Densidade de folhas	-----	1,05 ^{ns}
Cobertura folhar	8,06*	
Ambiente 1	-----	0,28 ^{ns}
Ambiente 2	-----	3,53*

¹ Avaliações realizadas 20 dias após a emergência da soja.

* Valores de F significativos a 5 % de probabilidade.

^{ns} Valores de F não significativos a 5 % de probabilidade.

As diferenças entre épocas de semeadura na capacidade de ajuste do modelo podem estar associadas à modificação na densidade de plantas de picão-preto, observada ao longo da estação de crescimento no Ambiente 2 (Figura 5). Nessa Figura, observa-se existir relação linear entre densidade inicial da erva aos 20 DAE e densidade aos 30 DAE, para as três épocas de semeadura da soja. Contudo, a relação da densidade inicial da erva e densidade na pré-colheita da soja alterou-se em função de épocas de semeadura da cultura. Nas duas primeiras épocas (3 e 7 DAD), a relação apresentou comportamento hiperbólico, ou seja, até populações iniciais de, aproximadamente, 24 plantas para semeadura 3 DAD e 15 plantas para a de 7 DAD, a relação seguiu à observada aos 30 DAD. A partir dessas populações, as relações mantiveram-se constantes, provavelmente devido à mortalidade de plantas em densidades maiores que ocorreu até o final do ciclo da soja. Na semeadura de 11 DAD, as relações da densidade inicial com as densidades aos 30 DAE e na pré-colheita da soja seguiram a mesma tendência, o que indica a possibilidade de ter ocorrido menor

mortalidade de plantas; porém, é importante salientar que as densidades iniciais máximas nessa época de semeadura foram inferiores a 50 plantas m⁻².

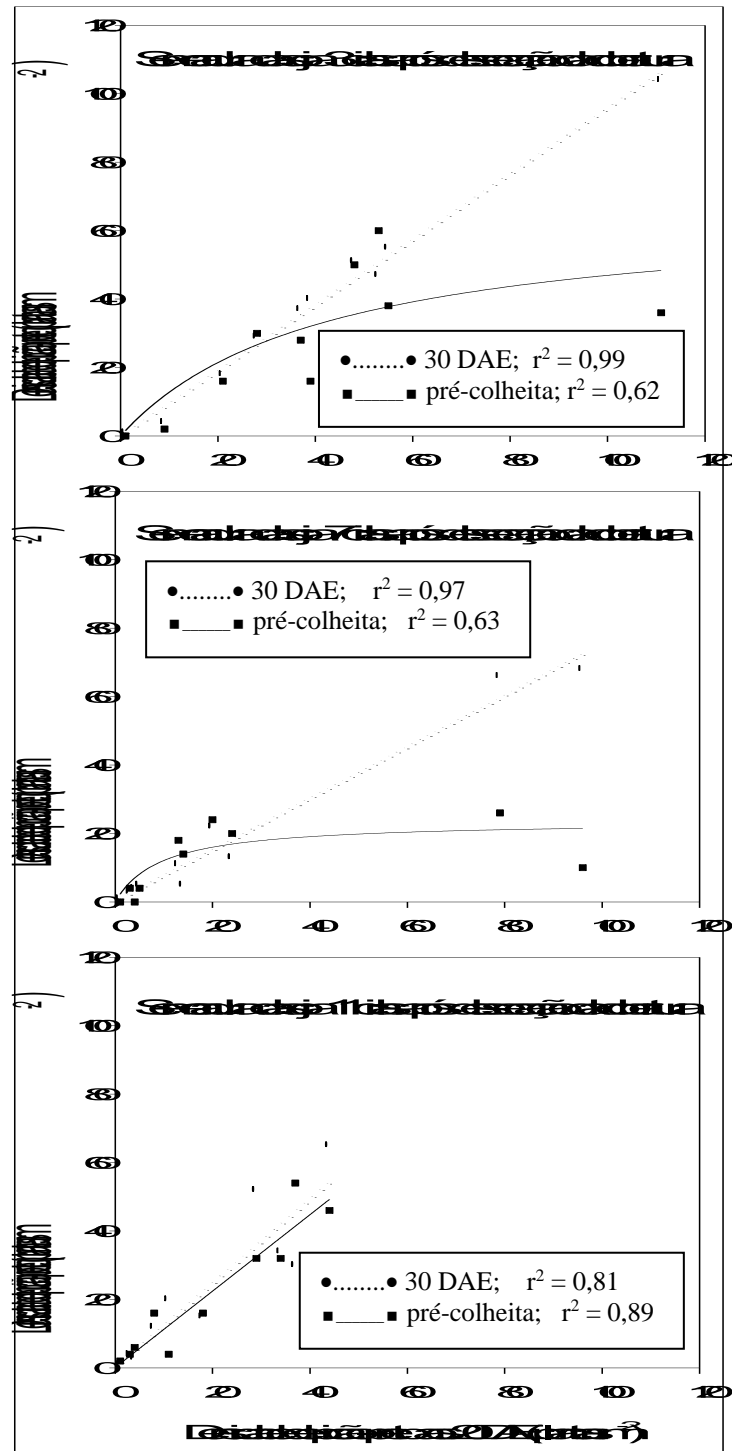


Figura 5 – Relação entre avaliações de densidade de plantas de picão-preto aos 20 e 30 dias após a emergência (DAE) e na pré-colheita da soja, Eldorado do Sul - RS, 1999/00.

A menor mortalidade de plantas de picão, observada na semeadura realizada aos 11 DAD, manteve a densidade inicial da erva equivalente à densidade constatada na pré-colheita da soja. No entanto, esse comportamento não trouxe vantagem, sob o ponto de vista de ajuste do modelo, pois foi justamente nessa época que o ajuste demonstrou menor capacidade preditiva ($R^2 = 0,53$ no Ambiente 2) (Tabela 2). Assim, é possível que, na semeadura realizada 11 DAD, o tamanho da erva no momento da semeadura da soja seja outro fator a considerar, além de sua densidade, na estimativa das perdas de rendimento.

As plantas apresentam uma capacidade inata para auto-ajustamento quando o espaço disponível para exploração dos recursos do meio tornar-se gradativamente limitado (Radosevich et al., 1997). Esse fenômeno foi demonstrado por Yoda et al. (1963), que o denominaram “lei da potência $3/2$ ”, segundo o relacionamento entre peso de planta e densidade que costuma ocorrer em resposta à mortalidade. Para Silvertown & Doust (1993), a variação da população ao longo do tempo, causada pela mortalidade de plantas, somente apresenta validade em populações naturais onde não haja limite artificial de densidade. Segundo esses autores, no caso em que haja limitações naturais, como ao se utilizar culturas anuais deliberadamente semeadas em baixas densidades, ou em situações de reduzidas infestações de ervas, onde não seja atingido o limite de recursos do ambiente, é possível que a mortalidade mostre menor importância.

Analisando-se a Figura 6, constata-se que na semeadura da soja realizada mais próximo à dessecação da cobertura vegetal, a mortalidade principiou em populações mais altas, ao redor de 39 plantas m^{-2} ; já, nas semeaduras aos 7 e 11

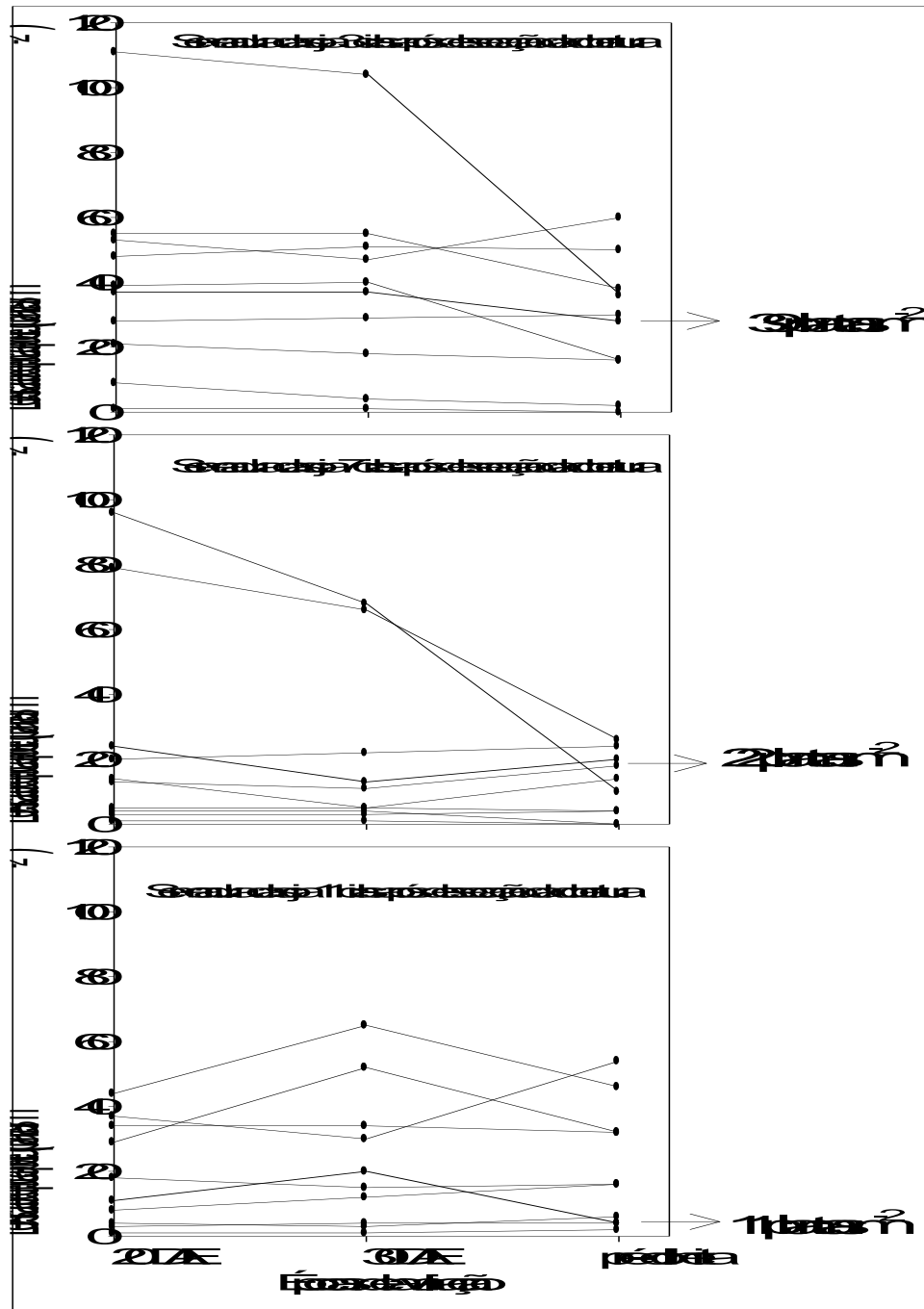


Figura 6 – Densidade de plantas de picão-preto avaliada 20 e 30 dias após a emergência (DAE) e na pré-colheita da soja, Eldorado do Sul - RS, 1999/00. (Linhas fortificadas e valores indicados nos retângulos referem densidades a partir das quais ocorreu mortalidade de ervas).

DAD, a mortalidade iniciou em menores densidades, 22 e 11 plantas m^{-2} , respectivamente. Esse resultado, embora aparentemente contraditório, mostra que a antecipação da semeadura da soja não incrementou a mortalidade da erva

nas densidades baixas. Mas, o menor tamanho das plantas que se desenvolveram nessas épocas de semeadura permitiu que elas tolerassem densidades maiores sem ocorrer mortalidade, diferentemente do que foi observado na semeadura realizada mais tarde (11 DAD). Resultados relatados por Yoda et al. (1963) e Silvertown & Doust (1993) indicaram que populações elevadas de ervas atingem antes o limiar de auto-ajuste do que populações baixas; inclusive, em populações muito esparsas, é possível elas alcançarem o rendimento final constante sem que haja qualquer mortalidade dependente da densidade. Para espécies anuais, Silvertown & Doust (1993) afirmam que o auto-ajuste, associado à mortalidade, costuma ocorrer em populações superiores a 100 plantas m⁻²; portanto, bem superiores às populações em geral ocorrentes nesse experimento.

O ajuste propiciado pelo uso da variável massa seca, avaliado pelo R², variou de 0,37 a 0,80 entre ambientes e épocas de semeadura da soja (Tabela 2). Excetuando-se a semeadura realizada aos 11 DAD no Ambiente 2 (R² = 0,80), em todas as demais situações investigadas os valores de R² foram menores e as somas dos quadrados foram maiores do que aqueles observados para a variável densidade. Esses resultados denotam que a variável massa seca da erva foi menos apropriada do que a variável densidade para se estimar o resultado da interferência de picão em soja. Porém, ao se analisar conjuntamente os dados, percebe-se que não houve efeitos de ambientes e de épocas de semeadura quando o modelo da hipérbole foi ajustado com a variável massa seca, diferentemente do observado para densidade de plantas da erva (Tabela 3). Os resultados obtidos nesses experimentos estão em conformidade com os obtidos

por Lutman et al. (1996), tanto em termos de ajuste inferior quanto de não haver interação com ambientes, quando esses autores utilizaram a variável massa seca.

Para a variável densidade de folhas, nas três situações avaliadas no Ambiente 1, o valor de R^2 reduziu de 0,70 para 0,45 da primeira para a terceira semeadura. Ao se considerarem os valores de R^2 e SQR, verifica-se que, na primeira semeadura (3 DAD), houve melhor ajuste do modelo com a utilização de densidade de folhas, em comparação à densidade de plantas. Porém, houve similaridade de ajuste com essas variáveis na semeadura de 7 DAD, enquanto na última semeadura (11 DAD) o modelo foi melhor ajustado com densidade de plantas.

A área folhar da erva como variável explicativa apresentou comportamento muito similar ao observado para densidade de folhas (Tabela 2). Os valores de R^2 variaram de 0,70 a 0,47, sendo o melhor ajuste obtido na semeadura realizada aos 3 DAD. Ao se efetuar comparação conjunta dos dados, resultou que os ajustes propiciados pelos modelos baseados na área folhar da erva, a exemplo do relatado para densidade de folhas e massa seca da erva, não diferiram entre as épocas de semeadura da soja (Tabela 3). Esses resultados mostram que essas variáveis foram mais estáveis do que a densidade da erva e foram capazes de incorporar variações na época de sua emergência, como foi demonstrado por Kropff & Spitters (1991).

O uso dos modelos baseados na área folhar e na densidade de folhas proporcionou maior capacidade preditiva do que utilizando densidade de plantas e massa seca, especialmente quando a semeadura da soja foi realizada mais próximo à dessecação da cobertura vegetal (Tabela 2). Esses resultados assemelham-se aos obtidos por Vitta & Fernandez Quintanilla (1996), para os

quais o modelo que incorporou a variável área folhar foi tão preciso ou até mais do que o modelo baseado na densidade de ervas. Porém, como medições de área folhar são demoradas e muitas vezes destrutivas, o uso da densidade de folhas passa a ser alternativa preferível, por ser mais simples e rápida para avaliar. Adicionalmente, o coeficiente de correlação calculado (0,93) indicou estreita associação entre área folhar e densidade de folhas quando essas variáveis foram avaliadas 20 DAE (Tabela 4).

Tabela 4 - Coeficientes de correlação linear simples entre variáveis avaliadas para quantificar a infestação de picão-preto convivendo com soja, Passo Fundo - RS, 1998/99

Variáveis explicativas do relacionamento	Densidade de plantas ¹	Massa seca ¹	Área folhar ¹	Densidade de folhas ¹	Cobertura do solo ¹
Massa seca ¹	0,67*				
Área folhar ¹	0,72*	0,68*			
Densidade de folhas ¹	0,88*	0,76*	0,93*		
Cobertura do solo ¹	0,49*	0,42*	0,47*	0,52*	
Densidade de plantas ²	0,61*	0,54*	0,29*	0,47*	0,50*

¹ Avaliada 20 dias após a emergência da soja.

² Avaliada na pré-colheita da soja.

* Significativo a 5% de probabilidade.

Outra variável explicativa alternativa pode ser cobertura folhar, a qual, nos estádios iniciais de desenvolvimento, associa-se à área folhar (Vitta & Fernandez Quintanilla, 1996). Porém, conforme se observa na Tabela 2, a precisão do ajuste fornecido pelo uso da cobertura folhar mostrou comportamento distinto entre ambientes, o que também se observou na análise conjunta dos experimentos (Tabela 3). No Ambiente 1, o uso da cobertura forneceu o melhor ajuste entre todas as variáveis para a semeadura realizada 7 DAD; porém, foi a alternativa que forneceu os piores ajustes nas demais épocas de semeadura. No Ambiente 2, obteve-se comportamento mais consistente entre épocas de semeadura; porém, excetuando-se a de 11 DAD, nas demais épocas os ajustes propiciados pelo uso dessa variável foram inferiores aos obtidos com densidade de ervas.

Essas diferenças de ajustes entre épocas de semeadura podem estar associados à subjetividade apresentada pela avaliação visual da cobertura folhar, onde na presença de ervas com reduzido tamanho a sua quantificação é bastante difícil.

Os resultados pouco promissores obtidos para cobertura folhar são reforçados pelos baixos valores de correlação observados entre essa variável e área folhar (Tabela 4) e com massa seca (Tabelas 4 e 5). Por outro lado, obtiveram-se melhores coeficientes de correlação quando se correlacionou cobertura folhar, avaliada no florescimento da soja, com a densidade de plantas avaliada 20 DAE ou na pré-colheita, e com massa seca da erva na pré-colheita da soja (Tabela 5). Os coeficientes de correlação obtidos com a variável cobertura folhar avaliada no florescimento da soja indicam que a mesma possui potencial para caracterizar a comunidade de picão. No entanto, talvez seja necessário melhorar seu método de avaliação, pois se torna difícil realizar tal estimativa em baixas densidades de ervas.

Tabela 5 – Coeficientes de correlação linear simples entre variáveis avaliadas para quantificar a infestação de picão-preto convivendo com soja, Eldorado do Sul - RS, 1999/00

Variáveis explicativas do relacionamento	Densidade de plantas ¹	Massa seca ¹	Cobertura folhar ¹	Cobertura folhar ²	Densidade de plantas ³
Massa seca ¹	0,71*				
Cobertura folhar ¹	0,41*	0,26 ^{ns}			
Cobertura folhar ²	0,65*	0,54*	0,42*		
Densidade de plantas ³	0,62*	0,46*	0,41*	0,84*	
Massa seca ³	0,56*	0,50*	0,32 ^{ns}	0,86*	0,94*

¹ Avaliada 20 dias após a emergência da soja.

² Avaliada no florescimento da soja.

³ Avaliada na pré-colheita da soja.

* Significativo a 5% de probabilidade.

^{ns} Não significativo a 5% de probabilidade.

A utilização da cobertura folhar avaliada no florescimento da soja permitiu melhorar consideravelmente a qualidade do ajuste do modelo da hipérbole aos dados, com valores de R² superiores a 0,70 para as três épocas de semeadura da

soja (Tabela 6). Entretanto, esses resultados, sob o ponto de vista de implementação de medidas de controle são pouco úteis. Serviria apenas como referencial para utilização como variável explicativa de perdas de rendimento causadas pela presença de picão, além de ser útil para eventuais estimativas tardias de perdas de rendimento causadas por ervas que não foram controladas ou escaparam do controle. De forma distinta ao que foi observado para cobertura folhar, os ajustes que tiveram por base densidade de plantas e massa seca da erva, avaliadas na pré-colheita, praticamente não melhoraram a qualidade dos ajustes, a exemplo do que foi encontrado por Storkey et al. (1997) para a cultura do trigo.

Tabela 6 - Parâmetros estimados e ajustes obtidos para perdas de rendimento de grãos de soja em função de diferentes variáveis explicativas da erva picão-preto e de épocas de semeadura da soja, em Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e em Porto Alegre - RS, 1999/00 (Ambiente 2)

Variáveis explicativas da infestação de picão-preto	Parâmetros ¹		Coeficiente de determinação (R ²)	Soma dos quadrados do resíduo	Estatística F
	i	a			
Ambiente 1:					
Densidade de plantas ²					
3 DAD ³	2,97	45,5	0,81	544,6	98,0 ⁵
7 DAD	6,38	32,3	0,46	2202,6	28,4*
11 DAD	8,41	33,8	0,17	4955,1	18,8*
Ambiente 2:					
Densidade de plantas ²					
3 DAD ³	2,71	32,6	0,77	344,4	58,2*
7 DAD	5,71	42,3	0,62	952,7	31,7*
11 DAD	8,77	53,6	0,64	1499,9	40,3*
Cobertura do solo ⁴					
3 DAD ³	1,40	50,2	0,75	365,7	54,1*
7 DAD	1,67	110,0	0,82	451,1	71,9*
11 DAD	1,97	66,5	0,72	1155,0	53,5*
Massa seca ²					
3 DAD ³	0,71	26,3	0,71	418,8	46,7*
7 DAD	0,97	37,3	0,47	1315,9	21,7*
11 DAD	0,40	60,6	0,67	1414,0	42,9*

¹ i = porcentagem de perda de rendimento por unidade da erva quando sua densidade se aproxima de zero; a = porcentagem de perda de rendimento quando a densidade da erva tende ao infinito.

² Avaliação realizada na pré-colheita da soja.

³ Época de semeadura da soja em dias após a dessecação da cobertura vegetal.

⁴ Avaliação realizada no florescimento da soja.

⁵ Indica significância a 5% de probabilidade.

De forma geral, a precisão das estimativas de perda de rendimento de grãos de soja por avaliações realizadas no início do ciclo poderia ser melhorada se fossem utilizadas características morfológicas da erva; porém, a variação devida às condições meteorológicas subseqüentes poderá persistir como incógnita. Aliado a isso, características morfológicas avaliadas 20 DAE em geral ainda não refletem efeitos da interferência entre plantas, provavelmente porque a interferência ainda não tenha iniciado ou porque alterações morfológicas ainda não se manifestaram. Assim, características morfológicas, embora contemplem possíveis diferenças entre épocas de emergência das ervas, como está caracterizado na Tabela 3, podem manter alguns dos problemas observados para a variável densidade. Ou seja, essas variáveis não são suficientemente hábeis em estimar possíveis reduções no crescimento das ervas ou mesmo predizer sua mortalidade.

Vale a pena enfatizar que algumas das variáveis testadas representam na verdade relações de área folhar ou massa seca por planta com a densidade existente na área amostrada. Diante do exposto, sugere-se utilizar variáveis que antecipem algum grau de interferência, ou que se mantenham relativamente estáveis quando ocorrer intensificação da interferência. Nesse contexto, é possível que variáveis que contemplem as proporções relativas das espécies, expressas tanto em massa seca quanto em área folhar das ervas e da cultura, sejam utilizadas com maior poder em estimar as perdas de rendimento causadas pelas ervas.

3.5. CONCLUSÕES

A variável densidade de plantas de picão-preto, usada em modelo de previsão da perda de rendimento de soja, permite ajuste satisfatório dos dados; porém, não integra os efeitos de ambientes e da época de semeadura da cultura em relação à dessecação da cobertura.

O auto-ajuste da população de picão-preto ao espaço disponível ocorre apenas em alta densidade de plantas e aumenta quando a semeadura da soja é realizada mais próximo à dessecação da cobertura vegetal.

Características morfológicas de plantas de picão-preto, como massa seca, densidade de folhas, área folhar e cobertura folhar, na maioria das situações integram os efeitos de ambientes e da época de semeadura da soja pós-dessecação da cobertura

Dentre as características morfológicas de picão-preto, a densidade de folhas e a área folhar apresentam maior potencial de utilização como variáveis explicativas na previsão da perda de rendimento de grãos da soja.

4. CAPÍTULO III - A ÉPOCA DE SEMEADURA DA SOJA APÓS DESSECAÇÃO DA COBERTURA VEGETAL AFETA SUAS RELAÇÕES COM GUANXUMA E PICÃO-PRETO

4.1. RESUMO

A quantificação das perdas de rendimento de grãos ocasionadas pelas plantas daninhas através de modelos matemáticos que incluam época de emergência relativa da cultura e densidade de ervas facilitará o estudo das relações de competição culturas-ervas. Esse trabalho teve por objetivo ajustar e validar modelo matemático baseado em densidades de picão-preto e guanxuma, integrando a época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal, em sistema de semeadura direta, para quantificar perdas de rendimento de grãos. Foram conduzidos quatro experimentos, nos Municípios de Passo Fundo - RS, em 1998/99 (Ambiente 1), e Eldorado do Sul - RS, em 1999/00 (Ambiente 2). Os tratamentos constaram de densidades de picão-preto ou guanxuma, alocadas de acordo com níveis populacionais encontrados naturalmente na área, e de épocas de semeadura da soja em relação à data de dessecação da cobertura vegetal. Nos experimentos com infestação de picão-preto, a semeadura foi realizada 3, 7 e 11 dias após dessecação – DAD - da cobertura vegetal, em ambos os ambientes. Nos experimentos com infestação de guanxuma, a semeadura da soja foi realizada 3, 7 e 11 DAD ou 20, 24 e 28 DAD para os Ambientes 1 e 2, respectivamente. A análise dos dados foi realizada

utilizando-se o modelo da hipérbole retangular que incorpora a densidade da erva e a época de sua emergência em relação à cultura. Constatou-se que o atraso na semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal aumentou os níveis de perda de rendimento da cultura por interferência das ervas, principalmente para picão-preto. Demonstra-se a possibilidade de uso do modelo da hipérbole retangular, que incorpora a densidade de ervas e a época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal, para predizer as perdas de rendimento de grãos ocasionadas por ambas as espécies de ervas.

4.2. INTRODUÇÃO

Os programas para manejo integrado de ervas em culturas envolvem uma série de medidas de controle a serem adotadas de maneira integrada, geralmente incluindo herbicidas como um componente, mas não colocando dependência exclusiva neles. Um componente potencial de programas de manejo integrado é a manipulação da relação de competição da cultura-ervas (Cousens & Mokhtari, 1998).

A competição exercida pela cultura pode ser usada na redução do crescimento das ervas e aumento na mortalidade das mesmas, diminuindo deste modo as perdas de rendimento (Mortensen et al., 2000). Nesse contexto, o manejo da época de semeadura da cultura, após a dessecação da cobertura vegetal, no sistema de semeadura direta, pode influenciar na sua competitividade em relação às ervas. Na medida em que se consiga estabelecer a cultura em condições mais favoráveis, ela pode assumir uma posição dominante na comunidade e suprimir o crescimento das ervas. Ao trabalharem com épocas de

controle de papuã, Fleck et al. (2001) observaram que o atraso na aplicação do controle dessa erva reduziu menos o rendimento de grãos da soja quando a semeadura da cultura foi realizada 1 dia após a aplicação de dessecante sobre a cobertura vegetal, em relação à semeadura efetuada 10 dias após tal prática.

As ervas não interferem com a mesma intensidade em todas as etapas de desenvolvimento da cultura (Mulugeta & Boerboom, 2000). As fases nas quais as ervas predominam estão diretamente relacionadas com a intensidade de dano que ocasionam à cultura. Em trabalhos conduzidos por Dieleman et al. (1995), plantas de *Amaranthus retroflexus* L. (caruru) que emergiram junto com a soja causaram maiores perdas de rendimento do que as ervas que emergiram mais tarde, em densidades similares. As plantas de caruru que emergiram no estágio de duas folhas trifolioladas da soja permaneceram pequenas e não competiram, em termos de perda de rendimento. Resultados similares foram obtidos em feijão por Chikoye et al. (1995), ao trabalharem com *Ambrosia artemisiifolia* L. (losna-do-campo) .

Em relação à quantificação das perdas de rendimento da soja causadas por diferenças no período entre a emergência das ervas e da cultura, Dieleman et al. (1996) relataram perda de 13 % quando as ervas emergiram junto com a cultura, comparados a nenhuma perda para emergência das ervas nos estádios de duas a três folhas trifolioladas da soja. Em feijão, Chikoye et al. (1995) observaram perdas no rendimento de 10 a 20 % quando plantas de losna-do-campo emergiram junto com a cultura, comparadas com perdas de 4 a 9 % quando a emergência ocorreu no estágio de três folhas trifolioladas do feijão. Em suma, diferentes resultados de pesquisa indicam que a relação da época de emergência das ervas com o crescimento da cultura é fundamental em determinar

os efeitos da interferência ervas-cultura (Chikoye et al., 1995; Dieleman et al., 1995; Dieleman et al., 1996; Bosnic & Swanton, 1997a; Bosnic & Swanton, 1997b).

Os programas para decisão do manejo de plantas daninhas freqüentemente requerem estimativas quantitativas dos seus efeitos no rendimento da cultura. Os níveis de dano para ação, usados para decidir se deve-se ou não controlar as ervas, podem ser derivados de equações de regressão que quantificam as perdas de rendimento como uma função do nível de infestação de ervas logo após a emergência da cultura (Kropff et al., 1992). Nesse contexto, Cousens (1985) mostrou que a relação entre perda de rendimento da cultura e densidade de ervas foi bem descrita pela equação da hipérbole retangular; porém, esse modelo é limitado, na medida em que, em sua concepção, não foi previsto balancear o efeito da época de emergência das ervas em relação à cultura na intensidade de interferência que causam (Kropff & Spitters, 1991).

Em 1987, Cousens et al. propuseram um modelo hiperbólico de perda no rendimento que incorporou densidade e época relativa de emergência das ervas. Esse modelo fornece melhor descrição do relacionamento entre rendimento da cultura e população de ervas, em comparação a outros modelos (Chikoye & Swanton, 1995; Dieleman et al., 1995; Knezevic et al., 1995). O modelo de Cousens et al. (1987) mostrou-se vantajoso sobre outros modelos testados, por superar certas restrições que geralmente impediam a aplicação dos resultados para outras condições de ambiente. A primeira dessas é a variação de épocas entre a emergência das ervas e da cultura que, segundo Kropff et al. (1992), é a variável que mais restringe o uso do modelo baseado somente em densidade para outras circunstâncias, tornando-o excessivamente estático. Porém, Knezevic

et al. (1997) salientam que, apesar do melhor ajuste propiciado por tal modelo, muitos dos parâmetros estimados diferem significativamente entre anos e locais.

Diante disso, sendo possível ajustar o modelo de Cousens et al. (1987) a dados obtidos em áreas com ervas oriundas de diferentes épocas de emergência, poder-se-á quantificar as perdas de rendimento ocasionadas pelas mesmas com apenas um ajuste que inclua épocas de estabelecimento da cultura e densidades das ervas. O objetivo desse trabalho foi ajustar e validar modelo matemático baseado em densidades de picão-preto e guanxuma, integrando a época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal para quantificar perdas de rendimento.

4.3. MATERIAL E MÉTODOS

Quatro experimentos foram conduzidos em campo, no Centro de Extensão e Pesquisa Agronômica da Faculdade de Agronomia da Universidade de Passo Fundo (Cepagro/UPF), localizado no Município de Passo Fundo, região fisiográfica do Planalto Médio do Rio Grande do Sul e na Estação Experimental Agronômica da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (EEA/UFRGS), localizada no Município de Eldorado do Sul, região fisiográfica da Depressão Central. Dois dos experimentos foram conduzidos durante a estação de crescimento 1998/99 em Passo Fundo (Ambiente 1), e dois o foram em 1999/00 em Eldorado do Sul (Ambiente 2).

Os solos das áreas experimentais são classificados como Latossolo Vermelho Distrófico típico e Argissolo Vermelho Distrófico típico, para Passo Fundo e Eldorado do Sul, respectivamente (Embrapa, 1999). Antecedendo à

instalação de cada experimento, as áreas foram amostradas para análise físico-química do solo, tendo sido obtidos os seguintes resultados: Ambiente 1: 490 g de argila por kg de solo, pH (em água) de 5,7, 20 mg de P₂O₅ por L, 180 mg de K₂O por L e 2,1 g de matéria orgânica por kg de solo; e Ambiente 2: 380 g de argila por kg de solo, pH (em água) de 4,8, 5 mg de P₂O₅ por L, 140 mg de K₂O por L e 2 g de matéria orgânica por kg de solo.

O delineamento experimental utilizado nos quatro experimentos foi completamente casualizado, disposto em esquema fatorial, com uma repetição. Nos dois ambientes, os tratamentos constaram de densidades de picão-preto (*Bidens pilosa* L. e *B. sulbalternans* DC. em infestações mistas), ou de guanxuma (*Sida rhombifolia* L.) e de épocas de semeadura de soja em relação à data de dessecação da cobertura vegetal. No Ambiente 1, a semeadura da soja foi realizada 3, 7 e 11 dias após a dessecação (DAD), tanto no experimento com picão-preto quanto no de guanxuma. No Ambiente 2, a semeadura da soja foi realizada 3, 7 e 11 DAD no experimento com picão-preto, e aos 20, 24 e 28 DAD para guanxuma.

As densidades de ervas foram alocadas aleatoriamente, no campo, de acordo com níveis populacionais de ervas encontrados naturalmente na área. No Ambiente 1, para picão-preto utilizou-se 17 unidades em cada época de semeadura, cujas densidades variaram de uma a 180 plantas m⁻², totalizando 51 unidades com infestação; para guanxuma utilizou-se 15 unidades em cada época, com densidades que variaram de uma a 60 plantas m⁻², perfazendo o total de 45 unidades com infestação. No Ambiente 2, para picão-preto utilizou-se 10 unidades em cada época de semeadura, cujas densidades variaram uma a 110 plantas m⁻², totalizando 54 unidades com infestação; para guanxuma, utilizou-se

10 unidades em cada época, com densidades que variaram de uma a 128 plantas m^{-2} , perfazendo o total de 30 unidades com infestação. Nos dois ambientes mantiveram-se quatro a cinco unidades com ausência de ervas, em cada uma das épocas de semeadura da soja. Cada unidade experimental mediu $6 m^2$ (2 m x 3 m), constando de cinco fileiras de soja espaçadas em 0,4 m.

Os experimentos foram implantados utilizando-se o sistema de semeadura direta, sem preparo mecânico do solo, em áreas contendo cobertura vegetal formada por aveia-preta (*Avena strigosa* Schreb.) e algumas espécies daninhas. Em todos os experimentos, o manejo da cobertura foi realizado com os herbicidas glyphosate (900 g de equivalente ácido ha^{-1}) e 2,4-D (670 g de equivalente ácido ha^{-1}), aplicados por ocasião do florescimento das plantas de aveia-preta. Nos experimentos conduzidos no Ambiente 1, e no experimento com picão-preto no Ambiente 2, foi procedida uma segunda dessecação com paraquat (300 g ha^{-1}), 3 dias antes da primeira época de semeadura da soja, em cada um dos experimentos, para eliminar as ervas que não foram controladas com a primeira dessecação e, também, aquelas ervas que emergiram no período entre a primeira e a segunda dessecação. Para guaxuma, no Ambiente 2, foi realizada somente uma dessecação, 20 dias antes da primeira época de semeadura da soja.

A adubação do solo foi efetuada por ocasião da semeadura da soja, através da distribuição, no Ambiente 1, de 300 kg ha^{-1} da fórmula 05-20-30, o que proporcionou aplicação de 15 kg de N ha^{-1} , 40 kg de P_2O_5 ha^{-1} e 90 kg de K_2O ha^{-1} . No Ambiente 2, a adubação foi realizada através da distribuição de 340 kg ha^{-1} da fórmula 05-25-25, o que proporcionou aplicação de 17 kg de N ha^{-1} , 85 kg de P_2O_5 ha^{-1} e 85 kg de K_2O ha^{-1} . Nos dois ambientes, antecedendo a semeadura, as sementes de soja foram inoculadas com estirpes de

Bradyrhizobium japonicum (SEMIA 5019) e foram tratadas com o fungicida thiram a 70 g 100 kg⁻¹ de sementes.

Em ambos os experimentos, utilizou-se a cultivar de soja Embrapa 66, de ciclo médio de desenvolvimento e estatura média de 83 cm, a qual foi estabelecida na densidade de 400 mil plantas ha⁻¹, em espaçamento de 0,4 m entre as fileiras. No Ambiente 1, a semeadura da soja foi realizada em 27 de novembro, 1 e 5 de dezembro no experimento com guanxuma e, em 1, 5 e 9 de dezembro para o experimento com picão-preto. No Ambiente 2, a semeadura da cultura deu-se em 17, 21 e 25 de novembro, no experimento com guanxuma, e em 8, 12 e 16 de dezembro, para o experimento com picão-preto.

O controle de ervas gramíneas nos experimentos foi obtido com o herbicida graminicida clethodim (120 g ha⁻¹), acrescido do adjuvante Assist usado a 0,5 % volume/volume. Os insetos-praga foram controlados com produtos inseticidas recomendados, de modo que seu dano não prejudicasse o desenvolvimento da cultura (Reunião..., 2001). Durante a condução dos experimentos, foram realizadas suplementações hídricas por meio de irrigações por aspersão, a fim de se garantir adequado desenvolvimento à cultura. As irrigações eram realizadas quando os períodos de ausência de precipitação pluvial superavam 10 dias. Em cada operação eram fornecidos 20 mm de água, aproximadamente.

As avaliações das densidades das ervas foram realizadas 20 dias após a emergência (DAE) da soja, mediante contagem dos indivíduos presentes em área de 1,0 m² por parcela, dividida em dois locais de cada unidade experimental.

O rendimento de grãos da soja foi determinado em área de 3,0 m² (1,2 m x 2,5 m), englobando as três fileiras centrais da parcela. Por ocasião da pesagem dos grãos foi determinada sua umidade e, posteriormente, os pesos obtidos foram

uniformizados para 13 % de umidade. Aos dados de rendimento foram calculadas as perdas percentuais em relação às parcelas mantidas livres de ervas, conforme foi descrito na Equação 2.1 (página 14).

Aos dados de porcentagens de perda foi ajustado o modelo de regressão não linear da hipérbole retangular proposto por Cousens et al. (1987):

$$P_r = (i \cdot X) / ((\exp^{-cT}) + ((i/a) \cdot X)); \quad (\text{Equação 4.1});$$

onde: P_r = perda de rendimento (%); X = densidade de plantas da erva; T = época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal pré-existente na área; i = porcentagem de perda de rendimento por unidade de erva quando sua densidade se aproxima de zero; a = porcentagem de perda de rendimento quando a densidade de ervas tende ao infinito e; c = parâmetro próprio do modelo.

No ajuste da Equação 4.1, os valores da variável T são expressos em unidades calóricas, as quais foram calculadas utilizando-se a expressão: $(\text{temperatura diária máxima do ar} - \text{temperatura diária mínima do ar})/2 - \text{temperatura base}$. A temperatura base usada no cálculo foi 10 °C, conforme sugerido por Wiese & Binning (1987). O valor de T integralizou os valores de unidades calóricas diárias do período da dessecação até a respectiva data de semeadura. Os valores integralizados de T foram divididos por 10 para correção da fórmula.

O ajuste do modelo aos dados foi realizado usando-se o procedimento Proc Nlin do programa computacional SAS (SAS, 1989). Para este procedimento, utilizou-se o método de Gauss-Newton, o qual, por sucessivas iterações, estima os valores dos parâmetros nos quais a soma dos quadrados dos desvios das observações em relação aos valores ajustados é mínima. Após o ajuste dos

dados ao modelo de Cousens et al. (1987), fez-se comparação dos modelos ajustados entre ambientes, procedendo-se inicialmente verificação de homogeneidade de variâncias pelo teste de Bartlett (Gomez & Gomez, 1984). Nos casos em que houve homocedasticidade, foi realizada comparação entre ambientes, utilizando-se método preconizado por Chow (Florez et al., 1999). Após tal procedimento, ocorrendo diferenças entre ambientes, as comparações dos parâmetros “i”, “a” e “c” entre ambientes foi realizada de acordo com metodologia proposta por Ratkowsky (Jasieniuk et al., 1999).

A validação dos modelos ajustados foi realizada mediante análise de correlação linear simples entre as perdas de rendimento observadas em parcelas previamente separadas para tal fim, contendo densidades variáveis de picão-preto ou guanxuma, e as perdas de rendimento estimadas através do modelo de Cousens et al. (1987). Para o cálculo da perda percentual do rendimento de grãos, utilizou-se dados de rendimento em ausência de ervas, específicos para cada ambiente, experimento e época de semeadura. Esses valores de rendimento foram obtidos em experimentos conduzidos em condições similares àqueles que originaram os dados aos quais foi ajustado o modelo.

4.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

As perdas de rendimento de grãos da soja causadas pela presença de picão-preto variaram com a densidade da erva, a época de semeadura da soja e o ambiente (Figura 7). À medida em que a semeadura da soja foi atrasada, em relação à data de dessecação da cobertura vegetal, aumentaram as perdas com o incremento na densidade da erva, nos dois ambientes. Os resultados confirmaram

a importância de ambos os fatores, épocas de semeadura da cultura e densidade da erva, em afetar o rendimento da soja. Resultados similares foram obtidos por Knezevic et al. (1997), para quem a densidade que causa redução máxima tolerada de rendimento (5 %) foi menor para ervas que germinaram mais cedo, sugerindo que a época de sua emergência em relação à cultura foi crítica em afetar o resultado da competição ervas-cultura.

O modelo desenvolvido por Cousens et al. (1987) permitiu a inclusão do fator época de emergência das ervas visando melhorar o ajuste do modelo. Porém, para que seu uso seja possível, são necessários dados precisos da época de emergência das ervas, em relação ao estágio de desenvolvimento da cultura, sob uma amplitude de densidades de ervas, para que se possa prever de modo confiável o resultado da competição ervas-cultura (Knezevic et al., 1997). Sob condições de campo, a obtenção desses dados é difícil, pois as ervas costumam emergir em fluxos discretos e sucessivos, tornando difícil ou até impossível estimar a época relativa de emergência, a fim de se aplicar o modelo que considera o efeito de ambos os fatores em função dos fluxos de ervas (Chikoye & Swanton, 1995). Diante disso, a substituição da emergência das ervas em relação à cultura por outros indicativos, como a época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal, expressa em unidades calóricas, pode ser uma alternativa viável, como se pode observar na Figura 7.

Para picão-preto, o uso do modelo baseado na densidade e na época de semeadura da soja mostrou ajuste satisfatório nos dois ambientes (Figura 7), e manteve a capacidade de diferenciação conforme foi observado através da análise individualizada de cada uma das épocas ao se aplicar o modelo de Cousens (1985) (Capítulo 2). Apesar do segundo modelo utilizado ser mais

complexo do que o original de Cousens (1985), por incluir duas variáveis e três parâmetros, o mesmo apresentou vantagem com a incorporação da época de semeadura da cultura, o que compensou sua maior complexidade.

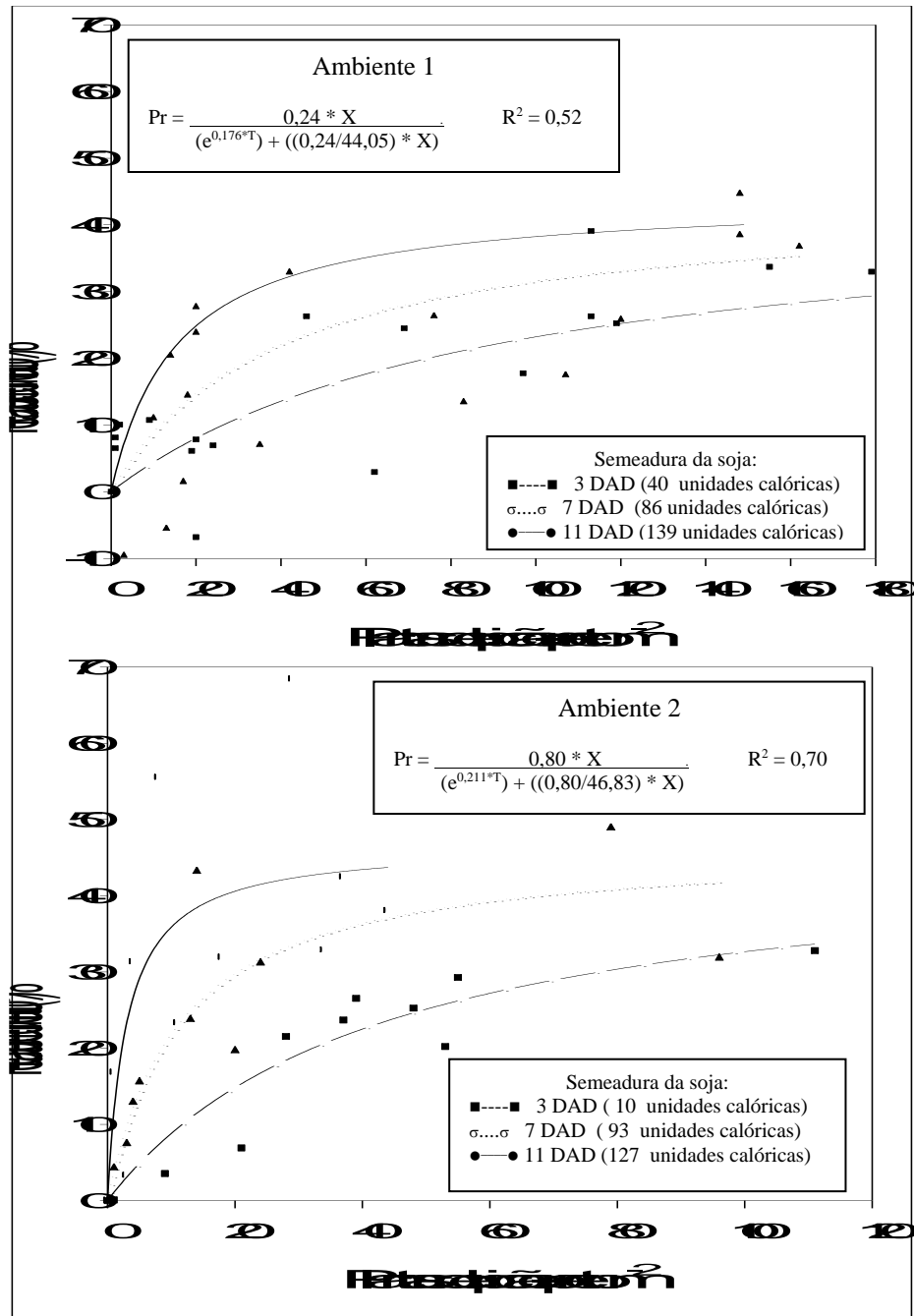


Figura 7 - Perda de rendimento de grãos (P_r) de soja em função de densidade de plantas de picão-preto e de época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2). (DAD = dias após dessecação).

Apesar de diferenças entre ambientes ($p < 0,05$), observadas para perdas de rendimento de grãos decorrentes da presença de picão-preto, não se detectou diferenças estatísticas entre ambientes para os parâmetros estimados. Porém, o rendimento médio da soja, na ausência de ervas foi, aproximadamente, 25 % inferior no Ambiente 1 em comparação ao Ambiente 2 (Tabela 7). Comportamento semelhante foi observado por Jasieniuk et al. (1999), ao compararem diferentes experimentos. Segundo os autores, quando os parâmetros foram estatisticamente iguais, as diferenças entre experimentos estiveram associadas aos rendimentos obtidos na ausência de ervas.

Tabela 7 - Rendimento de grãos de soja na ausência de ervas e valores estimados para parâmetros do modelo de regressão da hipérbole em função da presença de picão-preto e guanxuma, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e em Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2)

Situações investigadas	Rendimento de soja na ausência de ervas (kg ha ⁻¹)	Parâmetros estimados ¹		
		i (%)	a (%)	c (%)
Picão-preto²				
Ambiente 1	2362 (138,81) ⁴	0,243 ^{ns} (0,11)	44,05 ^{ns} (6,96)	0,176 ^{ns} (0,05)
Ambiente 2	3153 (91,46)	0,802 (0,27)	46,83 (5,20)	0,211 (0,04)
Guanxuma³				
Ambiente 1	2614 (47,43) ⁴	0,401 (0,22)	25,90 (11,43)	0,108 (0,06)
Ambiente 2	2491 (78,74)	1,460 (1,98)	61,78 (11,86)	-0,008 (0,06)

¹ i = porcentagem de perda de rendimento por unidade de erva quando sua densidade se aproxima de zero; a = porcentagem de perda de rendimento quando a densidade de ervas tende ao infinito; c = parâmetro próprio do modelo.

² Comparação entre ambientes significativa a nível de 5 % de probabilidade.

³ Comparações entre ambientes e entre parâmetros não realizadas.

⁴ Valores entre parênteses indicam o erro padrão assintótico dos parâmetros.

^{ns}Valores de parâmetros comparados entre ambientes, para picão-preto, não diferem significativamente a nível de 5% de probabilidade.

Ao se analisar o parâmetro “i”, apesar da ausência de diferença estatística entre ambientes, verifica-se que sua estimativa foi, numericamente, em torno de 3,3 vezes maior no Ambiente 2, e apresentou maior erro padrão assintótico em relação ao Ambiente 1. Para Dieleman et al. (1995), a ocorrência de elevado erro padrão na estimativa do parâmetro “i” pode ser atribuída à variabilidade associada

com experimentação de campo e à plasticidade fenotípica inerente à soja. Essa variabilidade pode dificultar a estimativa correta das perdas de rendimento em baixas densidades de ervas.

O parâmetro “a”, por sua vez, não diferiu entre ambientes, tendo variado de 44 a 47 %, aproximadamente; porém, esses valores de perdas máximas estimadas foram inferiores às perdas verificadas no campo, a exemplo do observado por Dieleman et al. (1995). Em situação de uso do modelo de Cousens (1985), baseado exclusivamente na densidade de ervas, é comum superestimar esse parâmetro, inclusive ocorrendo estimativas superiores a 100% (Jasieniuk et al., 1999; Massinga et al., 2001). De forma similar ao verificado para os demais parâmetros do modelo, o parâmetro “c” não diferiu entre ambientes. Como esse representa um indicativo de competitividade da cultura, poder-se-ia apontar que a soja semeada em diferentes épocas pós-dessecação da cobertura vegetal, não diferiu em habilidade competitiva. Porém, ao se observar os resultados, percebe-se, que no Ambiente 1, a inclusão de uma planta de picão causou perdas de rendimento de 0,48; 1,07 e 2,64 % e no Ambiente 2 de 0,97; 5,08 e 9,37 % para semeaduras realizadas 3, 7 e 11 dias após aplicação de dessecante. Portanto, é provável que a semeadura realizada próximo à dessecação aumentasse a vantagem competitiva da soja em relação à erva, como também conferisse maior tolerância da erva ao aumento em sua densidade, como se verifica na Figura 3 do Capítulo 1 (página 24).

Para experimentos com guaxuma, em função de diferenças acentuadas ocorridas nas épocas de semeadura da soja entre os ambientes para experimentos, optou-se em não se realizar comparação estatística para ambientes e parâmetros do modelo. No Ambiente 1, o segundo modelo de

Cousens et al. (1987) apresentou limitada capacidade preditiva, com coeficiente de determinação muito baixo ($R^2 = 0,29$), embora estatisticamente significativo (Figura 8). As perdas de rendimento causadas pelas ervas nesse ambiente foram baixas, na maioria dos casos inferiores a 20 %. O reduzido efeito causado por guanxuma à soja pode atribuir-se tanto à menor habilidade competitiva intrínseca da erva, quanto ao efeito supressor da soja, o que afetou o desenvolvimento da erva, causando até mesmo morte de plantas. Essa morte de plantas observadas pode ser explicada pela capacidade de auto-ajuste que as plantas apresentam quando há restrição do ambiente no qual elas se encontram (Yoda et al., 1963).

No Ambiente 2, obteve-se ajuste satisfatório do modelo aos dados de perdas de rendimento causadas pela presença de guanxuma (Figura 8). Nesse ambiente, como a semeadura da soja foi realizada apenas 20 a 28 dias após aplicação de dessecante à cobertura vegetal, em muitas situações as reduções no rendimento ocasionadas por guanxuma posicionaram-se entre 30 e 40 %; portanto, superiores às observadas no Ambiente 1 (Figura 8). Saliente-se que praticamente não ocorreram diferenças acentuadas nas perdas estimadas entre cada época de semeadura da soja, principalmente no Ambiente 2. No Ambiente 1, a inclusão de uma planta de guanxuma causou perdas de rendimento de 0,51; 0,88; 1,41 % e, no Ambiente 2, elas foram de 1,22; 1,20 e 1,16 %, para semeaduras realizadas 3, 7 e 11 dias e 20, 24 e 28 dias após a dessecação, respectivamente. Portanto, dentro de um mesmo ambiente, as diferenças nas épocas semeadura da soja de até 8 dias, em relação à dessecação da cobertura vegetal, não se traduziram em vantagem na habilidade competitiva da cultura. Assim, pode-se considerar que a época de emergência relativa guanxuma:soja é uma variável menos importante na determinação da interferência dessa erva em

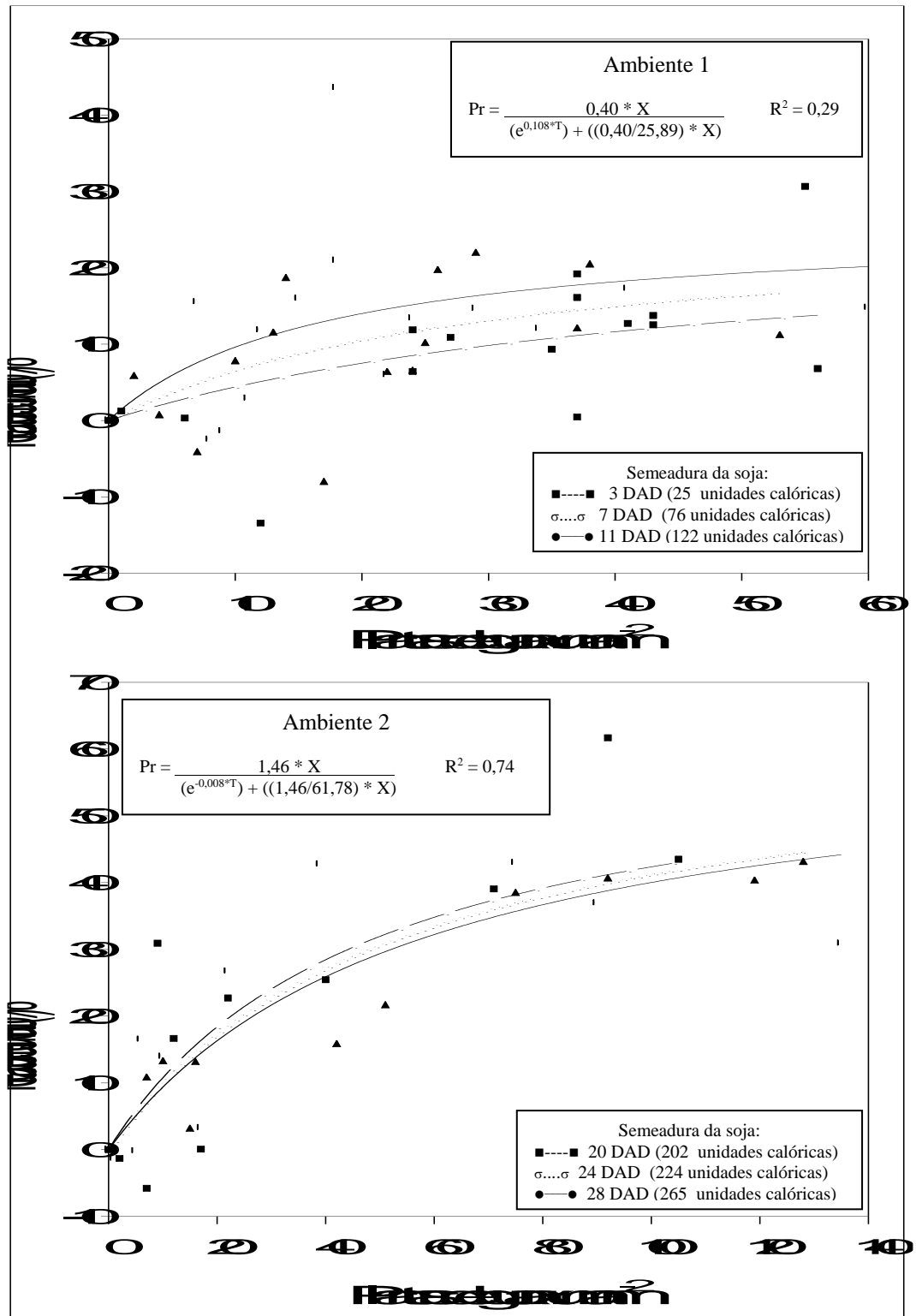


Figura 8 – Perda de rendimento (Pr) de grãos de soja em função de densidade de plantas de guanxuma e de época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2). (DAD = dias após dessecação).

soja do que o foi para picão. O comportamento observado para guaxuma associa-se, entre outros possíveis fatores, ao crescimento lento que essa espécie apresenta (Kissmann & Groth, 2000), o que permitiu à soja, mesmo sendo estabelecida mais tarde em relação à erva, suprimir o seu desenvolvimento, pelo menos em parte, a exemplo do que se observa na Figura 4 do Capítulo 1 (página 26).

Os parâmetros estimados pelo modelo de Cousens et al. (1987) para guaxuma, apresentados na Tabela 7, indicam que, numericamente, as estimativas “i” e “a” foram 3,6 e 2,4 vezes maiores no Ambiente 2 do que no Ambiente 1. Esse fato ressalta o efeito causado pelo maior atraso na semeadura da cultura pós-dessecação em aumentar as perdas de rendimento no Ambiente 2. Em relação a esses parâmetros, ressalte-se também que, para a estimativa do parâmetro “a”, os erros padrões foram praticamente iguais entre ambientes; porém, para a estimativa de “i”, eles diferiram bastante, sendo mais elevado no segundo ambiente. Esse elevado erro padrão dificulta estimar com precisão perdas em densidades baixas, a exemplo do descrito anteriormente para picão-preto.

Por sua vez, as estimativas do parâmetro “c” para guaxuma, apresentaram erros padrões semelhantes entre ambientes; porém, os valores estimados mostraram-se divergentes, com valores positivo e negativo para os Ambientes 1 e 2, respectivamente (Tabela 7). Esses valores negativos podem ser atribuídos à emergência muito antecipada das ervas em relação à cultura, a exemplo do que foi constatado por Kropff et al. (1992). Para esses autores, numa situação assim, como o modelo de Cousens et al. (1987) incorpora as variáveis densidade e época de emergência e assume perda máxima de rendimento

constante, independente da densidade de ervas, o coeficiente de época relativa de emergência das ervas torna-se negativo. Embora, valores negativos para “c” não pareçam ser realistas, tal situação pode ocorrer em áreas de semeadura direta, em que o intervalo entre dessecação da cobertura vegetal e semeadura da cultura seja demasiadamente longo, o que permite o estabelecimento e desenvolvimento das ervas muito antes do que a cultura.

A validação dos modelos ajustados indicou pequena variação nos coeficientes de correlação (r), ao se compararem os valores preditos e os observados para picão-preto (Figura 9), os quais foram estatisticamente significativos ($p < 0,05$) em ambos os ambientes. Saliente-se que, no Ambiente 1, apesar do coeficiente de determinação ter sido 0,52 (Figura 7), houve ajuste razoável entre os valores preditos e os observados (Figura 9). Em relação à guaxuma, nos dois ambientes houve significância estatística para os coeficientes de correlação ($p < 0,05$) (Figura 10). No Ambiente 1, o valor de r foi consideravelmente baixo (0,32), o que pode decorrer da reduzida capacidade preditiva do modelo ($R^2 = 0,29$) (Figura 8). Porém, no Ambiente 2, o valor do coeficiente de correlação alcançou 0,72.

Ao se analisar de forma conjunta os resultados de validação apresentados nas Figuras 9 e 10, percebe-se que, de maneira geral, os modelos testados apresentaram capacidade preditiva satisfatória, diferentemente do que foi salientado por outros autores (Kropff & Lotz, 1992; Webster et al., 2000; Massinga et al., 2001). No entanto, é importante esclarecer que, mesmo se utilizando rendimentos de grãos para soja livre de ervas de experimentos vizinhos conduzidos na área experimental, para se calcular as perdas utilizadas para validação, o efeito das ervas foi mensurado em parcelas testemunhas contíguas

aos experimentos; portanto, no mesmo ano de condução dos experimentos que propiciaram o ajuste do modelo. Esse procedimento pode, em parte, ter superestimado a capacidade preditiva do modelo.

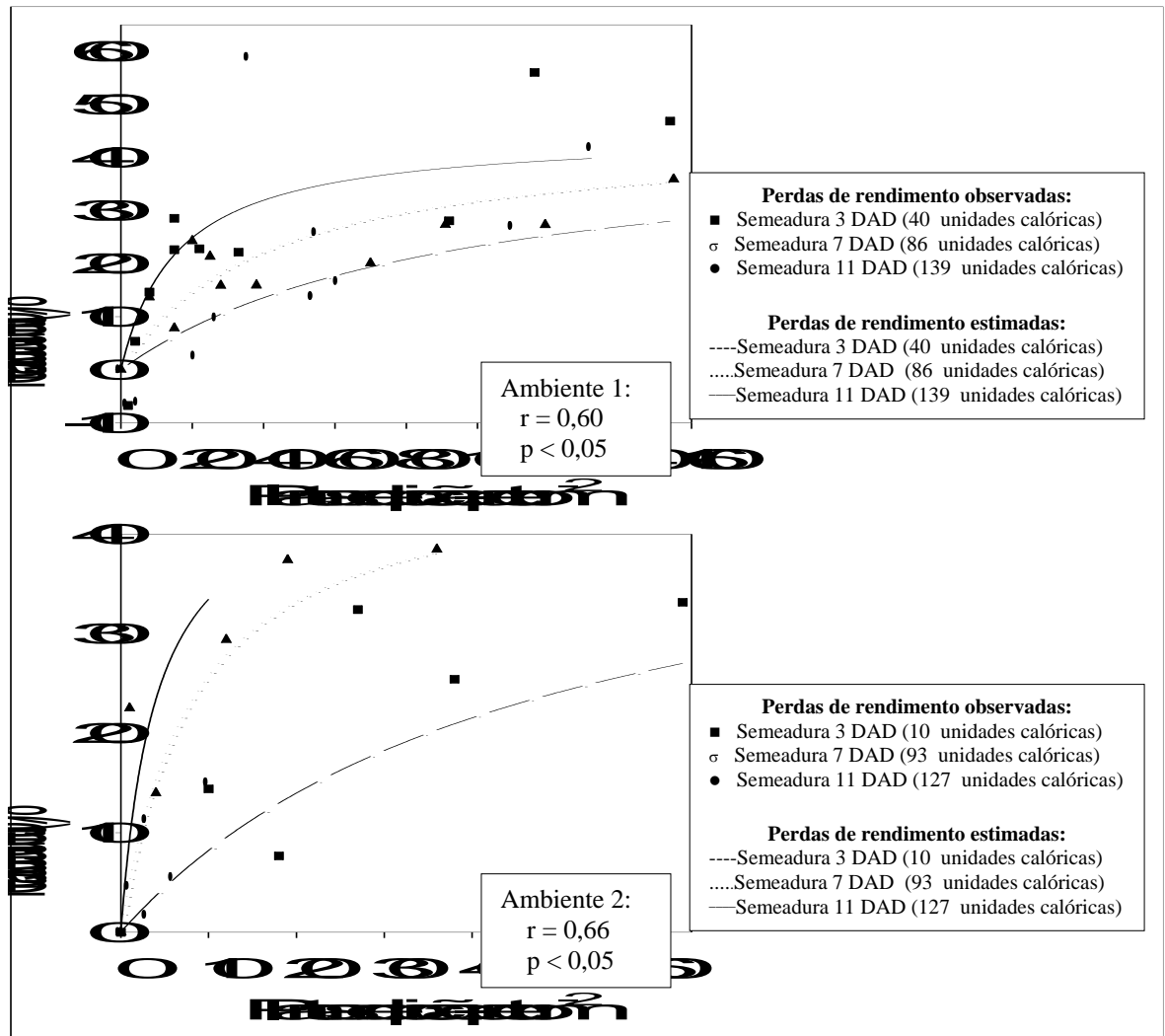


Figura 9 - Correlação entre perdas de rendimento de grãos de soja observadas e estimadas em função de densidade de plantas de picão-preto e de época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2). (DAD = dias após dessecação).

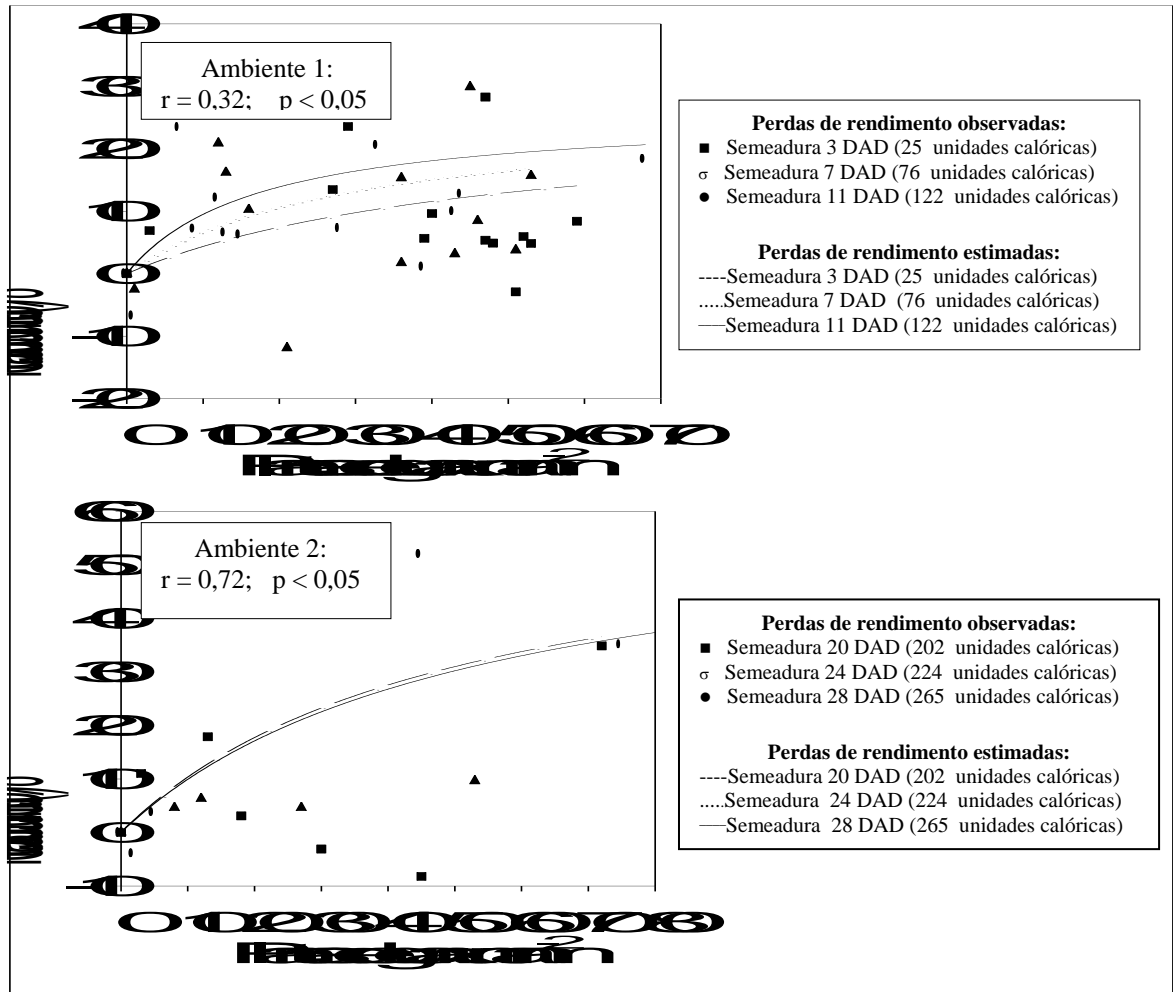


Figura 10 - Correlação entre perdas de rendimento de grãos de soja observadas e estimadas em função de densidade de plantas de guaxuma e de época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2). (DAD = dias após dessecação).

Os resultados obtidos nesses experimentos revestem-se de importância, na medida em que o ajuste do modelo de Cousens et al. (1987) que acrescenta uma variável adicional permitiu para guaxuma, mas principalmente para picão-preto, ajustar e prever adequadamente as perdas de rendimento em diferentes épocas de estabelecimento da soja em relação à data de dessecação da cobertura vegetal. Porém, ainda houve bastante variação embutida, que não é explicada pelo modelo. Embora esse fato possa refletir, parcialmente, um modelo

ainda imperfeito, tal variação provavelmente indique que haja outros fatores, além da época relativa de emergência e da densidade das ervas, influenciando a perda de rendimento em soja.

4.5. CONCLUSÕES

O atraso na semeadura da soja em relação à data de dessecação da cobertura vegetal, no sistema de semeadura direta, aumenta as perdas de rendimento de grãos decorrentes da interferência de guanxuma e picão-preto.

Em um mesmo ambiente, o atraso na época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal causa maiores perdas no rendimento de grãos quando a cultura compete com picão-preto do que com guanxuma.

O modelo da hipérbole retangular que incorpora na equação os efeitos de densidade da erva e da época relativa de sua emergência, permite prever as perdas de rendimento de grãos de soja como função da época de semeadura em relação à dessecação da cobertura vegetal.

5. CAPÍTULO IV - PREVISÃO DA PERDA DE RENDIMENTO DE GRÃOS DE SOJA CAUSADA PELA INTERFERÊNCIA DE PLANTAS DANINHAS, UTILIZANDO VARIÁVEIS FOLHARES RELATIVAS

5.1. RESUMO

A melhoria em métodos que visam quantificar precocemente os danos causados por plantas daninhas no rendimento de grãos das culturas inclui a identificação de variáveis explicativas e de modelos matemáticos apropriados para caracterizar tais efeitos. Os objetivos desse trabalho foram ajustar modelos matemáticos baseados em variáveis folhares relativas, integrando parâmetros alternativos na quantificação das perdas de rendimento de grãos de soja causadas por picão-preto (*Bidens* spp.) e guanxuma (*Sida rhombifolia* L.) e, também, comparar diferentes métodos de avaliação da cobertura folhar relativa. Foram realizados experimentos em campo, utilizando-se diferentes épocas de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal, e densidades variáveis de picão-preto ou guanxuma; e, ainda, bioensaios com soja em monocultura e em associação com picão-preto ou guanxuma. Em campo, avaliou-se as áreas e coberturas folhares das ervas e da cultura aos 20 dias após a emergência (DAE) da soja. Nos bioensaios, avaliou-se a massa seca da soja aos 60 DAE. Observou-se que a inclusão de um

segundo parâmetro (m), no modelo da hipérbole retangular, que limita a perda máxima de rendimento, permitiu melhorar os ajustes do modelo quando se utilizam área ou cobertura folhar relativas como variáveis explicativas. Constatou-se que métodos fotográficos de avaliação da cobertura folhar, integrados a auxílios computacionais, são alternativas promissoras na quantificação dessa variável, embora avaliação visual seja mais prática e rápida de ser realizada. Demonstra-se que parâmetros estimados em bioensaios podem ser integrados com dados de campo, auxiliando a previsão das perdas de rendimento de grãos de soja causadas por ervas.

5.2. INTRODUÇÃO

Os programas para manejo de plantas daninhas requerem estimativas quantitativas dos seus efeitos no rendimento de grãos das culturas. Os níveis de dano para implementar ações para decidir se deve-se ou não controlar as ervas podem ser estimados por equações de regressão que quantificam as perdas de rendimento como uma função do nível de infestação de ervas algum tempo após a emergência da cultura.

Geralmente, os modelos utilizados consideram a perda de rendimento como uma função da densidade de ervas e/ou da época de sua emergência em relação à cultura (Cousens, 1985; Cousens et al., 1987; Oliver, 1988; Sartorato et al., 1996). Porém, os resultados derivados desses modelos realçam certas limitações associadas ao uso exclusivo da densidade de ervas como base para a previsão de perdas no rendimento, pois a avaliação daquela variável não leva em conta a época

relativa de emergência e tampouco as variações no tamanho das ervas (Storkey et al., 1997), além de outros fatores do ambiente.

Na tentativa de superar as limitações dos modelos baseados na densidade e na época relativa de emergência, Kropff & Spitters (1991) introduziram um modelo empírico que relaciona as perdas de rendimento com a área folhar das plantas daninhas em relação à da cultura, estimada em uma época específica após a emergência da cultura. O ponto inicial na derivação do modelo representa a resposta do rendimento da cultura à densidade de plantas, a qual geralmente é descrita por uma hipérbole retangular (Kropff & Spitters, 1991). Esses autores também sugeriram que a área folhar relativa pode refletir tanto diferenças de densidade quanto de época relativa de emergência das ervas (Chikoye & Swanton, 1995; Knezevic et al., 1995). Deste modo, o modelo poderia ser usado em situações onde as ervas emergissem em fluxos separados; mas, determinando-se a área folhar relativa das ervas apenas uma vez, isto é, na época de decisão para aplicação do controle (Lotz et al., 1994).

No modelo de área folhar relativa, proposto por Kropff & Spitters (1991), a equação hiperbólica relaciona a perda de rendimento da cultura à área folhar das ervas em relação à da própria cultura, usando um coeficiente de dano (“q”) designado como único parâmetro do modelo. Por esse modelo, o parâmetro “q” integraria os efeitos dos parâmetros “i” (perda de rendimento por unidade de erva quando sua densidade se aproxima de zero) e “a” (perda de rendimento quando a densidade de ervas tende ao infinito) do modelo proposto originalmente por Cousens (1985). Além disso, o coeficiente de dano relativo (q) representa um índice da competitividade das ervas sobre a cultura, isto é, quanto maior for seu valor, mais

competitiva é a erva sobre a cultura e, deste modo, estima-se ocorrer maior perda de rendimento da cultura provocada pela erva (Chikoye & Swanton, 1995; Knezevic et al., 1995).

O modelo empírico baseado na área folhar relativa mostra algumas vantagens em relação ao que utiliza a densidade e a época de emergência relativa: os índices de área folhar das ervas e da cultura necessitam ser observados somente em uma época, enquanto a estimativa da época relativa de emergência requer observações diárias (Dieleman et al., 1995 e 1996); um modelo com parâmetro único é mais fácil de ajustar e interpretar do que um modelo que contém dois ou três parâmetros (Kropff et al., 1992).

Posteriormente, o modelo de área folhar relativa foi estendido para um modelo que engloba dois parâmetros, o qual também computa a variável que representa a perda máxima do rendimento da cultura ("m") (Lotz et al., 1996). A inclusão deste parâmetro adicional, que limita a perda máxima de rendimento em 100%, fornece uma clara assíntota para a curva hiperbólica (Chikoye & Swanton, 1995). Diversos autores verificaram que esse modelo de dois parâmetros, o qual computa a perda máxima de rendimento, conduz a um melhor ajustamento aos dados, quando comparado ao modelo de um só parâmetro, com base na comparação dos quadrados médios do resíduo (Chikoye & Swanton, 1995; Knezevic et al., 1995; Lotz et al., 1996). Embora o valor do parâmetro "m" possa variar entre locais e anos, dependendo do ambiente, sua inclusão pode ajudar a explicar a variabilidade freqüentemente observada nas estimativas de perda de rendimento entre diferentes condições (Chikoye & Swanton, 1995). Para experimentos com uma única espécie daninha presente, a qual origine baixa perda de rendimento, o modelo

que geralmente melhor se ajusta aos dados inclui o parâmetro “m” (Van Acker et al., 1997).

Estudos também demonstraram que, em estádios iniciais de crescimento, a cobertura folhar, definida como a proporção do solo (porcentagem) ocupada pela projeção vertical do dossel de uma espécie, pode ser usada para determinar valores das variáveis de entrada em modelos de predição (Lotz et al., 1994). Quando o dossel ainda não estiver completamente fechado, a área folhar relativa correlaciona-se fortemente com a cobertura folhar, a qual é uma variável relativamente fácil de avaliar (Kropff & Spitters, 1991). As regressões lineares entre cobertura folhar relativa e área folhar relativa, calculadas através de três métodos por Vitta & Fernandez Quintanilla, foram sempre significativas, e o coeficiente de determinação (R^2) variou entre 0,70 e 0,95. De forma semelhante, Berti & Sattin (1996) observaram que, quando a densidade foi considerada como variável independente, a espécie *Xanthium strumarium* L., de alto potencial competitivo, mostrou pequena variação entre os anos do estudo; por outro lado, para *Echinochloa crusgalli* (L.) Beauv., o fator anos influenciou marcadamente as estimativas. Já, quando usaram a cobertura folhar relativa, as diferenças entre as duas espécies desapareceram e a variabilidade entre anos foi reduzida.

Apesar desses resultados positivos, Dieleman et al. (1995) não obtiveram melhorias no ajuste do modelo pela inclusão da cobertura folhar relativa. Segundo Berti & Zanin (1997), no momento em que a infestação deve ser avaliada, a cobertura folhar pelas ervas ainda é muito baixa e os erros cometidos na sua estimativa podem ser consideráveis quando se usa essa variável. As limitações na utilização da cobertura folhar relativa podem estar associadas aos procedimentos

usados na sua avaliação. Neste sentido, diferentes autores salientam que um problema ainda não resolvido no uso da cobertura folhar relativa refere-se à disponibilidade de um método confiável, rápido e barato de estimativa da variável no início da estação de crescimento das plantas daninhas, quando a tomada de decisão para controle deve ser definida (Kropff & Spitters, 1991; Berti & Sattin, 1996).

Esse trabalho objetivou ajustar modelos matemáticos baseados em variáveis folhares relativas, integrando parâmetros alternativos na quantificação das perdas de rendimento de grãos de soja causadas por picão-preto (*Bidens* spp.) e guanxuma (*Sida rhombifolia* L.) e, também, comparar a eficiência de diferentes métodos de avaliação da cobertura folhar relativa.

5.3. MATERIAL E MÉTODOS

Cinco experimentos em campo e três bioensaios em casa de vegetação foram conduzidos durante o período 1998-2000. Os experimentos em campo foram conduzidos no Centro de Extensão e Pesquisa Agronômica da Faculdade de Agronomia da Universidade de Passo Fundo (Cepagro/UPF), localizado no Município de Passo Fundo, região fisiográfica do Planalto Médio do Rio Grande do Sul, e na Estação Experimental Agronômica da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (EEA/UFRGS), localizada no Município de Eldorado do Sul - RS, região fisiográfica da Depressão Central. Dois dos experimentos foram conduzidos durante a estação de crescimento 1998/99 em Passo Fundo (Ambiente 1), e três o foram em 1999/00 em Eldorado do Sul (Ambiente 2). Os bioensaios foram instalados em 2000/01 junto à Faculdade de Agronomia da UFRGS (FA/UFRGS), em Porto Alegre – RS.

Os solos das áreas experimentais são classificados como Latossolo Vermelho Distrófico típico e Argissolo Vermelho Distrófico típico, para Passo Fundo e Eldorado do Sul, respectivamente (Embrapa, 1999). Os resultados da análise química do solo são apresentados no Capítulo 3 (página 56).

Experimentos conduzidos em campo

O delineamento experimental utilizado em quatro experimentos foi completamente casualizado, os quais foram dispostos em esquema fatorial, com uma repetição. Nos dois ambientes, os tratamentos representativos do fator A constaram de densidades de picão-preto (*Bidens pilosa* L. e *B. sulbaternans* DC., em infestações mistas) ou de guanxuma (*Sida rhombifolia* L.), e os do fator B épocas de semeadura da soja em relação à data de dessecação da cobertura vegetal existente nas áreas. No Ambiente 1, a semeadura da soja foi realizada 3, 7 e 11 dias após a dessecação (DAD), tanto no experimento com picão-preto quanto no de guanxuma. No Ambiente 2, a semeadura da soja foi realizada 3, 7 e 11 DAD no experimento com picão-preto, e aos 20, 24 e 28 DAD para o de guanxuma. No Ambiente 2, foi conduzido um quinto experimento, também em delineamento completamente casualizado, com uma repetição, que foi estabelecido em uma só época de semeadura da soja, aos 20 DAD.

As densidades de ervas foram alocadas aleatoriamente no campo, de acordo com níveis populacionais encontrados naturalmente nas áreas. No Ambiente 1, para picão-preto utilizou-se 17 unidades em cada época de semeadura da soja, cujas densidades variaram de uma a 180 plantas m^{-2} , totalizando 51 unidades com infestação; para guanxuma utilizou-se 15 unidades em cada época, com densidades que variaram de uma a 60 plantas m^{-2} , perfazendo o total de 45 unidades com

infestação. No Ambiente 2, para picão-preto utilizou-se 10 unidades em cada época de semeadura, cujas densidades variaram de uma a 110 plantas m^{-2} , totalizando 54 unidades com infestação; para guanxuma, utilizou-se 10 unidades em cada época, com densidades que variaram de uma a 128 plantas m^{-2} , perfazendo o total de 30 unidades com infestação. No experimento sem o fator épocas de semeadura, utilizou-se 15 unidades com infestação de picão-preto, com densidades da erva variáveis de três a 176 plantas m^{-2} . Em todos os experimentos mantiveram-se quatro a cinco unidades com ausência de ervas, em cada uma das épocas de semeadura da soja. Cada unidade experimental mediu 6 m^2 (2 m x 3 m), constando de cinco fileiras de soja espaçadas em 0,4 m.

Os experimentos foram implantados utilizando-se o sistema de semeadura direta, sem preparo mecânico do solo, em áreas contendo cobertura vegetal composta por aveia-preta (*Avena strigosa* Schreb) e algumas espécies daninhas. O manejo da cobertura vegetal foi realizado com os herbicidas glyphosate (900 g de equivalente ácido ha^{-1}) e 2,4-D (670 g de equivalente ácido ha^{-1}), sendo efetuado por ocasião do florescimento das plantas de aveia-preta. Nos experimentos conduzidos no Ambiente 1 e naquele estabelecido com picão-preto no Ambiente 2, foi procedida uma segunda dessecação com o herbicida paraquat (300 g ha^{-1}), 3 dias antes da primeira época de semeadura da soja, em cada um dos experimentos, para eliminar as ervas que não foram controladas com a primeira dessecação e, também, ervas que emergiram no período entre a primeira e a segunda dessecação. Para guanxuma, no Ambiente 2, foi realizada somente uma dessecação, 20 dias antes da primeira época de semeadura da soja. Para o experimento com picão-preto, sem

diferimento de épocas de semeadura da soja, foi realizada apenas uma dessecação, 20 dias antes da semeadura da soja.

Para o Ambiente 1, a adubação do solo foi efetuada por ocasião da semeadura da soja, através da distribuição de 300 kg ha⁻¹ da fórmula 05-20-30, o que proporcionou aplicação de 15 kg de N ha⁻¹, 40 kg de P₂O₅ ha⁻¹ e 90 kg de K₂O ha⁻¹. No Ambiente 2, a adubação foi realizada através da distribuição de 340 kg ha⁻¹ da fórmula 05-25-25, o que proporcionou aplicação de 17 kg de N ha⁻¹, 85 kg de P₂O₅ ha⁻¹ e 85 kg de K₂O ha⁻¹. Nos dois ambientes, antecedendo a semeadura, as sementes de soja foram inoculadas com estirpes de *Bradyrhizobium japonicum* (SEMIA 5019) e foram tratadas com o fungicida thiram (70 g 100 kg⁻¹ de sementes).

Em ambos os experimentos, utilizou-se a cultivar de soja Embrapa 66, de ciclo médio de desenvolvimento e estatura média de 83 cm, a qual foi estabelecida na densidade de 400 mil plantas ha⁻¹, em espaçamento de 0,4 m entre as fileiras. No Ambiente 1, a semeadura da soja foi realizada em 27 de novembro, 1 e 5 de dezembro no experimento com guanxuma; e, em 1, 5 e 9 de dezembro para o experimento com picão-preto. No Ambiente 2, a semeadura da cultura deu-se em 17, 21 e 25 de novembro, no experimento com guanxuma; e, em 8, 12 e 16 de dezembro, para o experimento com picão-preto. No experimento de picão-preto em que não foram implantadas épocas de semeadura da soja, realizou-se a semeadura em 08 de novembro.

O controle de ervas gramíneas nos experimentos foi obtido com o herbicida graminicida clethodim (120 g ha⁻¹), acrescido do adjuvante Assist usado a 0,5 % volume/volume. Os insetos-praga foram controlados com produtos inseticidas recomendados, de modo que seu dano não prejudicasse o desenvolvimento da

cultura (Reunião..., 2001). Durante a condução dos experimentos foram realizadas suplementações hídricas por meio de irrigações por aspersão, a fim de se garantir adequado desenvolvimento à cultura. As irrigações eram realizadas quando os períodos de ausência de precipitação pluvial superavam 10 dias. Em cada operação eram fornecidos 20 mm de água, aproximadamente.

As determinações de área folhar das ervas foram realizadas a partir de plantas coletadas em duas áreas de 0,5 m² numa extremidade de cada unidade experimental, aos 20 dias após a emergência da soja (DAE). A área folhar da cultura foi determinada em cinco plantas colhidas, por parcela, com auxílio de integrador eletrônico de área folhar.

A cobertura folhar do solo por ervas e cultura foi avaliada de forma visual, mecânica e ótica, aos 20 DAE. A avaliação visual foi realizada utilizando-se escala percentual, em que nota zero correspondeu à ausência de cobertura do solo e nota 100 significou cobertura completa do solo. No Ambiente 1, a avaliação foi realizada por dois avaliadores que atuaram de modo independente, os quais atribuíram individualmente suas notas, que foram somadas para obtenção das respectivas médias. No Ambiente 2, essa estimativa foi realizada por um só avaliador. A avaliação mecânica foi realizada através de projeção de agulhas (método do ponto quadrado). Em cada unidade experimental foi posicionado um quadrado com 2,0 m de lado e 1,0 m de altura, contendo duas barras dispostas nas diagonais opostas. Nas barras foram fixadas agulhas de ferro que se prolongavam até tocarem o solo, totalizando 12 pontos por diagonal. Para cada ponto, verificava-se o número de contatos das agulhas com folhas de ervas ou de soja. Caso ocorresse contato folhar

nos 24 pontos amostrado, a cobertura do solo proporcionada por plantas da erva ou da cultura representava 100%.

Para avaliação ótica foram tiradas fotos em duas áreas de 0,5 m² em cada unidade experimental. Nas fotos, inicialmente, a avaliação da cobertura consistiu na utilização de uma grade quadriculada com 24 pontos marcados em transparência, a qual era superposta às fotos e anotado o número de interseções (pontos) que se sobrepunham às folhas das plantas. Uma segunda forma de avaliação consistiu da projeção das fotos com auxílio do aplicativo computacional Power Point. Com esse método, a cada projeção foi superposta uma grade quadriculada contendo 50 ou 180 pontos. Tanto no primeiro quanto no segundo procedimento, estimou-se o número de vezes em que se visualizava contato de pontos com folhas das ervas ou da cultura, sendo que o número de coincidências era convertido em porcentagem em relação ao total de pontos de cada situação. A avaliação ótica da cobertura foi realizada com auxílio do programa computacional Adobe PhotoDeluxe 2.0 onde, inicialmente, as fotos foram digitalizadas para permitir a identificação e diferenciação das plantas das ervas alvo e da cultura. Posteriormente, foi calculada a participação de cada espécie em relação à área total de solo contida na foto, com auxílio do programa Sigma Scan.

A contribuição relativa da área folhar das ervas foi calculada de acordo com a Equação 5.1, proposta por Vitta & Fernandez Quintanilla (1996). Procedimento similar foi adotado no cálculo da cobertura folhar relativa.

$$A_{fr} = (A_{fe}) / (A_{fe} + A_{fc}) \quad (\text{Equação 5.1});$$

onde: A_{fr} = área folhar relativa; A_{fe} = área folhar da erva m⁻²; A_{fc} = área folhar da cultura m⁻².

O rendimento de grãos de soja foi determinado em área de 3,0 m² (1,2 m x 2,5 m), englobando as três fileiras centrais das parcelas. Por ocasião da pesagem dos grãos foi determinada sua umidade e, posteriormente, os pesos obtidos foram uniformizados para 13 % de umidade. Aos dados de rendimento foram calculadas as perdas percentuais em relação às parcelas mantidas livres de ervas, conforme foi descrito na Equação 2.1 (página14).

Aos dados de porcentagem de perda foram ajustados modelos de regressão não linear, com base na hipérbole retangular, propostos por Kropff & Spitters (1991) e por Lotz et al. (1996).

$$P_r = (100 \cdot q \cdot X) / (1 + ((q-1) \cdot X)) \quad \text{(Equação 5.2);}$$

$$P_r = (100 \cdot q \cdot X) / (1 + ((q/m)-1) \cdot X) \quad \text{(Equação 5.3);}$$

onde: P_r = perda de rendimento (%); X = área folhar ou cobertura folhar relativa; q = coeficiente de dano relativo, estimado pelo modelo; e, m = perda máxima de rendimento, estimada pelo modelo.

Os ajustes dos modelos aos dados foram realizados usando-se o procedimento Proc Nlin do programa computacional SAS (SAS, 1989). Para este procedimento, utilizou-se o método de Gauss-Newton, o qual, por sucessivas iterações, estima os valores dos parâmetros nos quais a soma dos quadrados dos desvios das observações em relação aos valores ajustados é mínima (Ratkowsky, 1983).

Os modelos da hipérbole foram ajustados individualmente para as variáveis explicativas em cada ambiente e, dentro de cada ambiente, para cada época de semeadura da soja, independente de se constatar interação entre ambientes e épocas. Esse procedimento foi adotado para permitir a comparação dos modelos

testados, a qual se deu em função dos coeficientes de determinação (R^2) e das somas de quadrados do resíduo (SQR). A escolha do melhor modelo ajustado baseou-se na combinação do maior valor de R^2 e do menor valor de SQR.

Após a escolha do melhor modelo preditivo, fez-se a comparação dos modelos ajustados entre ambientes, procedendo-se, inicialmente, análise de homogeneidade da variância pelo teste de Bartlett (Gomez & Gomez, 1984). Nos casos em que houve homocedasticidade, foi realizada comparação entre os ambientes e entre as épocas de semeadura da soja, utilizando-se método proposto por Chow (Florez et al., 1999).

Na comparação dos métodos de avaliação da cobertura folhar, além da análise de regressão, procedeu-se, adicionalmente, análise de correlação linear simples dos métodos com as perdas de rendimento de grãos.

Bioensaios em casa de vegetação

Esses foram instalados em vasos com capacidade volumétrica para 8 L, e altura de 25 cm. Um deles avaliou a soja em monocultura e outros dois compararam associações de picão-preto ou guanxuma com soja, cujas plantas conviveram durante a fase vegetativa da soja. O delineamento experimental utilizado nos bioensaios foi completamente casualizado, com quatro repetições.

Inicialmente, foi instalado um bioensaio com soja em monocultura, em densidades de duas, quatro, seis e oito plantas por vaso, semeadas equidistantes e à profundidade uniforme. Na seqüência, foram conduzidos bioensaios de substituição, mantidos em densidade constante de oito plantas por vaso, utilizando-se cinco proporções de plantas de picão-preto e soja ou de guanxuma e soja (0:8; 2:6; 4:4; 6:2; 8:0). Nos três bioensaios utilizou-se a cultivar de soja Embrapa 66, a

qual foi semeada 3 dias antes da semeadura das ervas. Esse procedimento permitiu que ervas e cultura emergissem simultaneamente, uma vez que as sementes das ervas foram pré-germinadas em laboratório para garantir que tivessem emergência uniforme nos vasos.

As plantas de soja e ervas foram colhidas 60 DAE, coincidindo com o florescimento da soja. Nessa ocasião, fez-se avaliações de área folhar e massa seca da parte aérea da soja. A área folhar foi avaliada conforme método descrito anteriormente nos experimentos conduzidos em campo. Para obtenção da massa seca da soja, fez-se o corte da parte aérea das plantas ao nível do solo e a secagem do material colhido foi efetuada em estufa com circulação forçada de ar, à temperatura de 60 °C, até o material atingir peso constante.

Aos dados de massa seca da soja foi aplicada análise de regressão linear através do recíproco da produção de massa por planta como variável dependente e do recíproco da densidade de plantas como variável independente, conforme metodologia descrita por Roush et al. (1989) . Os parâmetros “q” e “m” foram obtidos com base na análise proposta por Kropff & Spitters (1991):

$$q = (b_{ce}/b_c) * (AF_c/AF_{ce}) \quad (\text{Equação 5.4}); \quad e, \quad m = 1/b_c \quad (\text{Equação 5.5});$$

onde: b_{ce} e b_c = coeficientes “b” das equações lineares recíprocas dos bioensaios de substituição (cultura e erva) e soja em monocultura, respectivamente; AF_c = área folhar da soja na ausência da erva; e, AF_{ce} = área folhar da soja na presença da erva.

Os valores de “q” e “m” foram incorporados à Equação 5.3 (página 83), obtendo-se então modelos específicos para picão-preto e guanxuma. Com esses modelos, estimou-se as perdas de rendimento derivadas dos valores de cobertura

folhar relativa observados em campo com o método fotográfico. Aos dados de cobertura folhar observados e estimados procedeu-se análise de correlação linear.

5.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os modelos ajustados através da área folhar relativa como variável independente, apresentaram baixa capacidade preditiva, tanto para picão-preto quanto para guanxuma, principalmente nas semeaduras realizadas 7 e 11 DAD (Tabela 8). Para essas épocas de semeadura, no caso do picão, os ajustes foram quantitativamente inferiores aos conseguidos com o uso da variável densidade da erva (Capítulo 2, Tabela 2, página 39). Esses resultados denotam que o modelo que estima perdas de rendimento com base na área folhar relativa apresenta restrições para essas ervas, que podem estar associadas à precisão e/ou à época de avaliação. Neste contexto, os modelos baseados na área folhar relativa geralmente apresentam validade apenas quando utilizados em estádios iniciais do ciclo de crescimento (Vitta & Fernandez Quintanilla, 1996) e para espécies em que a altura dominante entre espécies da associação cultura-ervas não se altere durante a estação de crescimento (Hashem et al., 1998). O ajuste não satisfatório dos modelos baseados na área folhar relativa nos experimentos com picão-preto nos Ambientes 1 e 2, e com guanxuma no Ambiente 2, pode estar associado ao maior crescimento em estatura das ervas em relação à cultura a partir do florescimento da soja, o que caracterizou mudanças na altura relativa do dossel da associação cultura-ervas. Porém, apenas esse fato não explica o baixo ajuste observado para guanxuma no Ambiente 1.

Tabela 8 - Parâmetros estimados e ajustes obtidos para perdas de rendimento de grãos de soja em função da área e cobertura folhares relativas de picão-preto e guanxuma e de épocas de semeadura da soja, em Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e em Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2)

Situações investigadas	Parâmetros			Soma dos quadrados dos resíduos		Coeficiente de determinação (R ²)		Estatística F	
	A ¹	B ²	m ⁴	A ¹	B ²	A ¹	B ²	A ¹	B ²
	q ³	q ³ +							
Ambiente 1:									
Área folhar – picão									
3 DAD ⁵	2,49	4,75	48,9	1176,6	854,8	0,60	0,71	87,3 ^{*7}	59,6 [*]
7 DAD	1,19	5,02	35,3	3774,3	2582,9	0,07	0,37	28,0 [*]	23,0 [*]
11 DAD	5,88	24,07	39,6	5654,3	3780,9	0,05	0,36	32,9 [*]	27,3 [*]
Análise conjunta	2,41	11,65	34,7	14128,9	8829,4	0,01	0,35	73,8 [*]	73,6 [*]
Área folhar – guanxuma									
3 DAD	5,20	28,59	17,9	1074,9	810,7	0,28	0,45	22,6 [*]	16,3 [*]
7 DAD	3,41	23,75	14,9	1496,6	995,4	0,01	0,14	8,8 [*]	9,7 [*]
11 DAD	13,90	70,51	18,6	1791,8	1520,4	0,24	0,16	19,9 [*]	12,2 [*]
Análise conjunta	5,54	42,38	16,0	5303,7	3536,8	0,01	0,23	34,9 [*]	37,1 [*]
Cobertura folhar ⁶ – picão									
3 DAD	0,90	1,41	49,8	1522,8	1361,8	0,48	0,53	63,6 [*]	34,4 [*]
7 DAD	0,56	1,04	47,1	2630,5	2323,9	0,36	0,43	47,6 [*]	26,4 [*]
11 DAD	1,16	2,69	44,8	4967,9	4260,7	0,16	0,28	39,8 [*]	23,1 [*]
Análise conjunta	0,82	1,75	43,6	10204,2	8606,6	0,25	0,37	122,6 [*]	23,4 [*]
Cobertura folhar ⁶ – guanxuma									
3 DAD	0,76	1,76	21,8	1050,4	896,8	0,29	0,40	23,5 [*]	14,0 [*]
7 DAD	0,71	1,07	39,2	791,7	751,9	0,32	0,36	30,0 [*]	15,1 [*]
11 DAD	4,36	23,03	19,4	1970,1	1367,9	0,01	0,24	16,7 [*]	15,3 [*]
Análise conjunta	0,85	13,09	13,8	5166,0	3936,4	0,01	0,14	37,0 [*]	31,0 [*]
Ambiente 2:									
Cobertura folhar ⁶ – picão									
3 DAD	0,73	5,57	28,6	1129,7	409,0	0,24	0,72	32,2 [*]	48,0 [*]
7 DAD	0,89	1,65	54,2	1305,5	1233,5	0,48	0,51	48,7 [*]	23,5 [*]
11 DAD	6,69	36,56	48,3	2425,4	1778,6	0,42	0,57	51,4 [*]	33,2 [*]
Análise conjunta	1,25	26,72	32,0	11610,2	5719,4	0,01	0,38	43,3 [*]	58,5 [*]
Cobertura folhar ⁶ – guanxuma									
20 DAD	1,22	1,62	45,0	1997,7	1935,6	0,58	0,59	38,3 [*]	17,9 [*]
24 DAD	0,96	0,86	13,8	1342,8	13410,0	0,47	0,47	47,7 [*]	21,5 [*]
28 DAD	1,48	5,27	42,6	1672,1	589,6	0,46	0,81	32,9 [*]	50,3 [*]
Análise conjunta	1,13	2,29	51,0	5225,2	4562,6	0,50	0,56	118,8 [*]	68,0 [*]

¹ Calculado pela equação $P_r = (100 \cdot q \cdot X) / (1 + ((q - 1) \cdot X))$; onde: P_r = perda de rendimento; X = área folhar ou cobertura folhar relativas.

² Calculado pela equação $P_r = (100 \cdot q \cdot X) / (1 + ((q/m) - 1) \cdot X)$; onde: P_r = perda de rendimento; X = área folhar ou cobertura folhar relativas.

³ Coeficiente de dano relativo, estimado pelo modelo de regressão.

⁴ Perda máxima de rendimento da cultura, estimada pelo modelo de regressão.

⁵ Época de semeadura da soja em dias após a dessecação da cobertura vegetal.

⁶ Avaliada visualmente.

⁷ Indica significância a 5 % de probabilidade

Para área folhar relativa, o uso do modelo com dois parâmetros (Equação 5.3) ajustou-se melhor aos dados do que o modelo de um parâmetro (Equação 5.2) (Tabela 8), o que se comprova tanto valores de R^2 maiores quanto pelos menores valores de SQR. Os melhores ajustes resultaram da inclusão de um limite de perda máxima de rendimento (“m”). Isso fez com que houvesse diminuição na tendência de aumento linear para perdas de rendimento quando se usou a Equação 5.2, a qual considera somente o parâmetro “q”. Como a inclusão do parâmetro “m” define claramente uma assíntota, comumente ele é necessário para conjuntos de dados contendo baixas perdas máximas de rendimento. Já, em experimentos em que a perda máxima de rendimento devido à interferência da espécie daninha for alta, superando mesmo 100 %, a inclusão do parâmetro “m” no modelo não se justificaria (Van Acker et al., 1997).

Outro aspecto que chama atenção na Tabela 8, é o fato de que a adição do parâmetro “m” no modelo resultou em valores bem maiores de “q”, comparando-se aos valores obtidos com o modelo de um parâmetro, o que dificulta a interpretação do significado desse parâmetro. Ou seja, se o parâmetro “q” já representava a perda de rendimento tanto em baixas quanto em altos valores de área folhar relativa, a inclusão do parâmetro “m” no modelo torna difícil definir quantitativamente “q”. Para Kropff & Spitters (1991), o parâmetro “q” representa um índice que indica a intensidade de interferência da erva em relação à cultura, onde altos valores de “q” indicam maior competitividade da erva e, portanto, maiores perdas potenciais de rendimento.

Apesar dos ajustes observados serem qualitativamente baixos, percebe-se que a utilização da variável área folhar relativa incorpora os efeitos das épocas de

semeadura (Tabela 9). A ausência de efeito de épocas, quando do uso do modelo de dois parâmetros, ressalta uma das vantagens do uso do modelo baseado na área folhar relativa, ou seja, os índices de área folhar das ervas e da cultura necessitam ser avaliados apenas num ponto no tempo, enquanto a época relativa de emergência requer observações praticamente diárias (Kropff et al., 1992; Norris, 1992; Chikoye & Swanton, 1995). Além disso, resultados obtidos com simulação de dados demonstraram existir estreita relação entre área folhar relativa das ervas e perda de rendimento sobre uma ampla faixa de densidades de ervas e de épocas relativas de sua emergência (Kropff & Lotz, 1992).

Tabela 9 – Estatística F das análises comparativas entre épocas de semeadura da soja em experimentos com picão-preto e guanxuma realizados em Passo Fundo – RS, 1998/99 (Ambiente 1) e em Eldorado do Sul – RS, 1999/00 (Ambiente 2)

Situações investigadas	Modelos testados	
	A ¹	B ²
Ambiente 1:		
Área folhar – picão	7,5*	2,3 ^{ns}
Área folhar – guanxuma	4,8*	0,7 ^{ns}
Cobertura folhar – picão	2,7 ^{ns}	0,9 ^{ns}
Cobertura folhar - guanxuma	8,0*	3,2*
Ambiente 2:		
Cobertura folhar – picão	20,8*	4,5*
Cobertura folhar - guanxuma	0,6 ^{ns}	1,2 ^{ns}

¹ Calculado pela equação $P_r = (100 \cdot q \cdot X) / (1 + ((q - 1) \cdot X))$; onde: P_r = perda de rendimento; X = área folhar ou cobertura folhar relativas; q = parâmetro estimado pelo modelo.

² Calculado pela equação $P_r = (100 \cdot q \cdot X) / (1 + ((q/m) - 1) \cdot X)$; onde: P_r = perda de rendimento; X = área folhar ou cobertura folhar relativas; q e m = parâmetros estimados pelo modelo.

* Valor de F significativo a 5 % de probabilidade.

^{ns}Valor de F não significativo a 5 % de probabilidade.

Além dos aspectos negativos já relacionados quanto ao uso de modelos que se baseiam em área folhar relativa, esses podem apresentar outros problemas adicionais. Por exemplo, a habilidade em avaliar precisa e rapidamente as áreas folhares da cultura e das ervas limita grandemente a aplicação prática desses

modelos. As áreas folhares relativas não são fáceis nem práticas de serem medidas e sua determinação é demorada (Weaver, 1991; Vitta & Fernandez Quintanilla, 1996). Além disso, a medição dos índices de área folhar da cultura e das ervas é um procedimento que envolve amostragem trabalhosa e destrutiva. Esta abordagem poderia ser muito proveitosa caso estivessem disponíveis métodos acessíveis para detectar prontamente a área folhar das ervas, conforme ocorre com a cobertura folhar relativa (Lotz et al., 1994).

Os resultados da análise de correlação linear simples indicaram associação entre área folhar relativa e cobertura folhar relativa (avaliada visualmente), para picão-preto ($r = 0,46$; $p < 0,05$); porém, para guaxuma, essa associação foi baixa ($r = 0,20$; $p = 0,17$). De outra parte, a análise das relações de perda de rendimento e cobertura folhar relativa, essa avaliada aos 20 DAE, indicaram ajustes com tendências semelhantes às observadas quando do uso da variável área folhar relativa (Tabela 8). Novamente, a inclusão dos parâmetros “q” e “m” num mesmo modelo aumentou os valores de R^2 e diminuiu os de SQR, o que indica melhor ajuste dos dados.

Ao se analisar conjuntamente os resultados contidos na Tabela 8, pode-se constatar que os efeitos provocados pela interferência de picão-preto e guaxuma em soja podem ser preconizados pela cobertura folhar relativa, a qual integra os efeitos da partição relativa da área folhar das ervas e sua arquitetura de dossel (Berti & Sattin, 1996). Além disso, o modelo que utiliza a cobertura folhar relativa estima adequadamente o efeito de densidades de ervas, fluxos diferentes de ervas, bem como integra o período entre emergência da cultura e das ervas; constituindo-se, assim, em medida precisa que pode substituir a área folhar relativa no início da

estação de crescimento (Kropff & Lotz, 1992). Diversos autores usaram com sucesso a cobertura folhar relativa em vez da área folhar relativa como variável explicativa no modelo de Kropff & Spitters (Lotz et al., 1994; Berti & Sattin, 1996; Vitta & Fernandez Quintanilla, 1996). Também foi constatado que usando a cobertura relativa como variável explicativa, a variabilidade entre ambientes tende a reduzir-se (Berti & Sattin, 1996); porém, conforme se observa na Tabela 9, no caso desses experimentos, esse comportamento se verificou apenas para guanxuma.

Na comparação dos métodos de avaliação de cobertura folhar (Tabela 10), deduz-se, para picão-preto, que os melhores ajustes foram obtidos através do método fotográfico ($R^2 = 0,68$), que consistiu na sobreposição de grade quadriculada às fotos projetadas, com 180 pontos de leitura. Os melhores ajustes obtidos por esse método podem ser explicados pelo número significativamente maior de pontos utilizados, o que melhorou bastante a precisão de estimativa em baixas densidades de ervas; porém, tornou-se um método trabalhoso e demorado devido ao elevado número de pontos que envolveu. A estimativa precisa da cobertura folhar em baixas densidades de ervas é uma das principais limitações aos métodos fotográficos e, principalmente, ao método do ponto quadrado. Um método de avaliação que se mostrou viável para superar a limitação de estimar coberturas em baixas densidades foi o visual; no entanto, o ajuste propiciado por esse método foi inferior ao método fotográfico com 180 pontos (Tabela 10).

Para guanxuma, o método fotográfico de avaliação da cobertura que utilizou digitalização das fotos foi o que proporcionou o melhor ajuste (Tabela 10). Por esse método foi possível diferenciar e quantificar as populações de ervas e cultura, bem como estimar a área de solo teoricamente coberta pelas mesmas. Porém, no

momento ainda é uma avaliação muito demorada, pois a diferenciação das plantas de ervas e culturas é difícil de ser obtida e quantificada simultaneamente. Além disso, é um método que requer conhecimento de informática e equipamento computacional que, em geral, ainda não fazem parte do cotidiano da maioria dos agricultores.

Tabela 10 - Comparação entre métodos de avaliação da cobertura folhar relativa por picão-preto e guanxuma na cultura da soja, Eldorado do Sul - RS, 1999/00

Métodos de Avaliação	Parâmetros ¹		Soma dos quadrados dos resíduos	Coeficiente de determinação (R ²)	Estatística F
	q ²	m ³			
Picão-preto:					
Visual ⁴	2,30	38,6	1658,4	0,59	43,9 ^{*7}
Ponto quadrado ⁵	1,30	47,7	2154,0	0,47	32,2 [*]
Fotográfico ⁶					
Método 1	8,65	44,0	2348,3	0,42	28,9 [*]
Método 2	3,34	42,9	2123,1	0,48	32,7 [*]
Método 3	8,06	42,5	1303,4	0,68	57,8 [*]
Guanxuma:					
Visual ⁴	2,29	51,0	4562,6	0,56	68,0 [*]
Ponto quadrado ⁵	1,18	64,8	4624,2	0,55	66,9 [*]
Fotográfico ⁶					
Método 1	6,28	51,5	4703,0	0,55	65,5 [*]
Método 4	6,05	69,8	3225,5	0,69	102,7 [*]

¹ Estimados pela equação $P_r = (100 \cdot q \cdot X) / (1 + ((q/m) - 1) \cdot X)$; onde: P_r = perda de rendimento; X = cobertura folhar relativa.

² Coeficiente de dano relativo, estimado pelo modelo de regressão.

³ Perda máxima de rendimento da cultura, estimada pelo modelo de regressão.

⁴ Avaliado utilizando escala percentual.

⁵ Avaliado mediante a projeção de 6 agulhas m⁻².

⁶ Os métodos representam: 1 = superposição de grade quadriculada às fotografias de campo; 2 e 3 = projeções de fotos no aplicativo computacional Power Point e superposição de grades quadriculadas, com 50 e 180 pontos, respectivamente; 4 = digitalização das fotos em computador e avaliação no programa Sigma Scan.

⁷ Indica significância a 5% de probabilidade.

Os coeficientes de correlação linear entre os métodos de avaliação da cobertura folhar relativa e perdas de rendimento da soja variaram de 0,66 a 0,72 para picão-preto e de 0,73 a 0,80 para guanxuma (Tabela 11). Ressalte-se que houve

similaridade nas associações obtidas quando da comparação entre espécies para um mesmo método de avaliação da cobertura folhar.

Tabela 11 - Coeficientes de correlação linear simples entre métodos de avaliação da cobertura folhar relativa e perdas de rendimento de grãos de soja causadas por infestações de picão-preto ou guanxuma, Eldorado do Sul - RS, 1999/00

Métodos de avaliação da cobertura folhar	Coeficientes de correlação	
	Picão-preto	Guanxuma
Visual ¹	0,72*	0,73*
Ponto Quadrado ²	0,73*	0,75*
Fotográfico ³		
Método 1	0,70*	0,73*
Método 2	0,63*	----
Método 3	0,66*	----
Método 4	----	0,80*

¹ Avaliado utilizando escala percentual.

² Avaliado mediante a projeção de 6 agulhas m⁻².

³ Os métodos representam: 1 = superposição de grade quadriculada às fotografias de campo; 2 e 3 = projeções das fotos no aplicativo computacional Power Point e superposição de grades quadriculadas, com 50 e 180 pontos, respectivamente; 4 = digitalização das foto em computador e avaliação no programa Sigma Scan.

* Valores significativos a 5% de probabilidade.

A utilização da cobertura folhar relativa como variável independente, na predição das perdas de rendimento causadas pelas ervas, é justificável caso houver disponibilidade de métodos rápidos e precisos para sua determinação. Neste sentido, a cobertura folhar relativa avaliada visualmente, apesar de apresentar ajuste qualitativamente inferior a alguns métodos fotográficos disponíveis (Tabela 10), possui vantagens, como rapidez de execução e capacidade de distinguir infestações muito baixas de ervas. Neste contexto, Vitta & Fernandez Quintanilla (1996) testaram um método de dispositivo ótico que desenvolveram para predizer o resultado da competição ervas:cultura; no entanto, o método visual ainda apresentou superioridade. Eles explicam que a superioridade apresentada por modelos de cobertura de ervas baseados em estimativas visuais deve-se à habilidade de se

distinguir visualmente níveis muito baixos de área folhar das ervas. Medições da cobertura de ervas em infestações muito baixas são cruciais caso devam ser determinados níveis de dano econômico. Em tais circunstâncias, estimativas visuais seriam especialmente convenientes, devido à habilidade em distinguir níveis muito baixos da área folhar das ervas. Quando a espécie daninha for altamente competitiva, o nível de dano econômico provavelmente seja alcançado com infestação de ervas bastante baixa (Vitta & Fernandez Quintanilla, 1996).

A principal restrição à avaliação visual consiste em sua subjetividade (Ngouajio et al., 1998; Ngouajio et al., 1999). A experiência do observador ou características da espécie (cor, forma de crescimento) podem influenciar consideravelmente os dados (Lotz et al., 1994). Sob condições de baixos níveis de infestação de ervas, as estimativas visuais claramente superestimam os valores de área folhar (Vitta & Fernandez Quintanilla, 1996). Experimentos demonstraram que o método visual estimou a área folhar com parcialidade, e que para superar este viés, tal parcialidade deveria ser mantida constante em todas as avaliações. Em consequência, são necessários observadores treinados para que o método possa ser confiável quando utilizado em sistemas de manejo de ervas (Vitta & Fernandez Quintanilla, 1996).

Outra abordagem para uso da cobertura folhar relativa e dos parâmetros “q” e “m” na predição das perdas de rendimento de culturas, dá-se a partir da integração de dados obtidos em condições controladas com aqueles originados em campo. A partir da análise de regressão com dados de massa seca (MS) da cultura como variável dependente e densidade da soja como variável independente, obtiveram-se em bioensaios os seguintes resultados: para soja em monocultivo, $1/MS = 0,0322 +$

0,0254X e $r^2 = 0,99$; para picão-preto:soja, $1/MS=0,0705 + 0,039X$ e $r^2 = 0,91$; e, para guanxuma:soja, $1/MS=0,0464 + 0,038X$ e $R^2 = 0,96$. As estimativas dos parâmetros “q” e “m” foram, respectivamente, 20,3 e 39,4 para picão-preto e 7,4 e 39,4 para guanxuma. Os modelos gerados após integração dos valores de “q” e “m” na Equação 5.3 foram: para picão-preto, $P_r = (100*20,3*X)/(1+((20,3/0,39)-1*X))$; e, para guanxuma, $P_r = (100*7,4*X)/(1+((7,4/0,39)-1*X))$.

Para picão-preto, os valores de perda de rendimento observados em campo e estimados em função da cobertura folhar relativa obtida com o método fotográfico utilizando grade com 180 pontos, correlacionaram-se satisfatoriamente ($r = 0,81$; $p < 0,05$) com os valores ajustados pelo modelo a partir dos dados obtidos nos bioensaios (Figura 11). Chama-se a atenção o fato das curvas com dados estimados em campo e em bioensaios apresentarem as mesmas tendências, o que é confirmado pelo coeficiente de correlação ($r = 0,96$; $p < 0,05$).

Para guanxuma, utilizou-se os valores de cobertura folhar relativa obtidos pelo método fotográfico com digitalização das fotos. Também para essa erva houve associação satisfatória dos valores de cobertura observados em campo com os ajustados pelo modelo e obtidos nos bioensaios ($r = 0,81$; $p < 0,05$). Percebe-se que até nível aproximado de 15 % de perda no rendimento da soja, as curvas ajustadas com dados provenientes de campo e dos bioensaios foram equivalentes (Figura 11), o que é confirmado pela alta associação entre os valores estimados em campo e nos bioensaios ($r = 0,99$; $p < 0,05$).

Diante desses resultados, demonstra-se que os parâmetros “q” e “m”, estimados em condições controladas, representam uma alternativa que melhora a capacidade preditiva dos modelos que estimam as perdas de rendimento causadas

por ervas, na medida em que, além do ajuste satisfatório propiciado, bioensaios são fáceis e rápidos de serem conduzidos, podendo incluir uma amplitude de condições de ambiente e uma ampla gama de espécies daninhas.

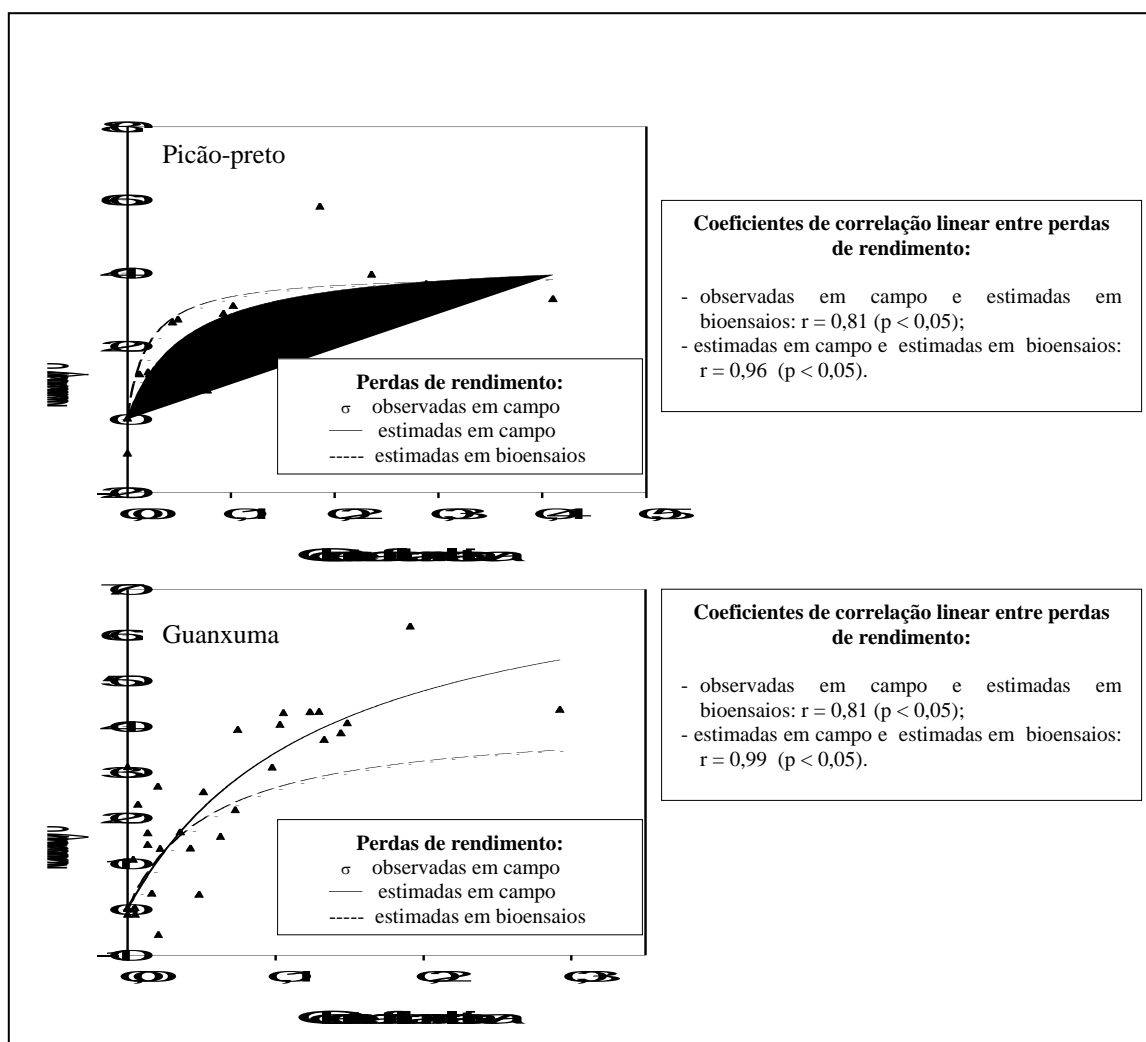


Figura 11 - Correlação entre perdas de rendimento de grãos de soja observadas e estimadas por meio de modelo de regressão, em função das coberturas folhares de picão-preto e guanxuma em relação à de soja, Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (campo) e Porto Alegre - RS, 2000/01 (bioensaios).

5.5. CONCLUSÕES

A inclusão do parâmetro auxiliar “m”, que define uma perda máxima ao rendimento de grãos da soja, aos modelos matemáticos preditivos melhora os níveis de ajuste dos modelos aos dados de variáveis folhares relativas de guaxuma e picão-preto.

Tanto a área folhar quanto a cobertura folhar relativas integram satisfatoriamente as variações de épocas de emergência relativa cultura-ervas em modelos destinados à previsão de perdas de rendimento em soja por guaxuma e picão-preto.

Dentre os métodos de avaliação da cobertura folhar, a digitalização de fotos em computador mostra perspectiva promissora de uso como variável explicativa na previsão de perdas de rendimento de grãos de soja por guaxuma e picão-preto.

O método de avaliação visual da cobertura folhar, embora sem propiciar o melhor ajuste dentre as variáveis estudadas, apresenta vantagens práticas em relação às outras técnicas testadas.

Bioensaios contribuem com parâmetros auxiliares para uso em modelos que estimam perdas de rendimento de grãos de soja com base em dados de cobertura folhar das ervas em relação à cultura.

6. CAPÍTULO V – PRODUÇÃO DE SEMENTES POR PICÃO-PRETO E GUANXUMA EM FUNÇÃO DE DENSIDADES DAS ERVAS E DA ÉPOCA DE SEMEADURA DA SOJA APÓS DESSECAÇÃO DA COBERTURA VEGETAL

6.1. RESUMO

A adoção do manejo integrado de plantas daninhas requer o conhecimento do impacto das populações residuais de ervas sobre sua produção de sementes. A produção de sementes pode ser afetada pela época relativa de emergência e pela densidade da erva, sendo necessário considerar-se a dinâmica desta produção na adoção daquele conceito. Objetivou-se, com este trabalho, avaliar os efeitos de densidades de plantas daninhas e de épocas de semeadura da soja, em relação à dessecação da cobertura vegetal, sobre a produção de sementes por picão-preto e guanxuma, como fator a considerar na implementação da abordagem de níveis de dano econômico. Com tal meta foram conduzidos experimentos nos Municípios de Passo Fundo - RS em 1998/99 (Ambiente 1), e Eldorado do Sul - RS em 1999/00 (Ambiente 2). Os tratamentos constaram de densidades de picão-preto ou guanxuma, alocadas de acordo com níveis populacionais encontrados naturalmente na área, e de épocas de semeadura da soja em relação à data de dessecação da cobertura vegetal. Avaliou-se densidades das ervas, produção de sementes por área,

prolificidade de sementes e massa seca das ervas por ocasião da colheita da soja. Obtiveram-se produções médias de sementes de 5,9 mil e 101,2 mil m^{-2} para picão-preto, e de 1,4 mil e 28,2 mil m^{-2} para guanxuma, nos Ambientes 1 e 2, respectivamente. Constatou-se que o efeito da densidade de ervas na produção de sementes depende da época de emergência da soja em relação à erva; quanto mais cedo a soja se estabelecer em relação à dessecação da cobertura vegetal, menor será a produção de sementes pelas ervas. O elevado número de sementes produzidas por guanxuma e, principalmente, por picão-preto, mesmo em densidades baixas pode limitar a adoção do conceito de nível de dano econômico para essas ervas.

6.2. INTRODUÇÃO

A adoção do manejo de plantas daninhas com base no nível de dano econômico (NDE) admite que alguns indivíduos permaneçam na lavoura. As ervas não eliminadas podem produzir grande número de sementes, mesmo sob condições desfavoráveis de ambiente, resultando num banco de sementes potencialmente maior nos anos subsequentes (Lindquist et al., 1995). A abordagem de NDE é criticada sistematicamente por não considerar as sementes produzidas pelas plantas daninhas remanescentes, o que pode redundar em acúmulo de sementes no solo (Bauer & Mortensen, 1992; Lindquist et al., 1998; Scott et al., 2000).

As sementes representam o principal órgão responsável pela perpetuação e disseminação das espécies vegetais que se reproduzem sexualmente, sendo vitais para aquelas espécies desprovidas de meios vegetativos de propagação. No geral,

as plantas daninhas apresentam prolífica produção de sementes, mas com número médio de propágulos bastante variável de uma espécie para outra (Radosevich et al., 1997). No caso de picão-preto (*Bidens pilosa* L.), estima-se que uma planta produza até 3000 sementes, as quais geralmente apresentam ampla variabilidade (Kissmann & Groth, 1999).

Embora as sementes das ervas possam disseminar-se nas lavouras de diferentes formas, primariamente elas são introduzidas a partir da dispersão de plantas existentes na própria área (Scott et al., 2000). Esse fato influencia a aceitabilidade, por parte dos agricultores, da adoção do controle de ervas baseado em NDE, pois uma vez que uma erva potencialmente problemática se reproduza, características de dormência e longevidade inerentes às sementes assegurarão sua presença durante muitos anos (Sartorato et al., 1996). Resultados obtidos por Skóra Neto (2001) mostraram a necessidade de controle da frutificação de plantas daninhas durante 10 anos para que se reduzisse em pelo menos 99% a densidade das espécies estudadas.

Em função das conseqüências da reprodução das ervas, especialmente no abastecimento do banco de sementes no solo, o conceito de NDE foi expandido de modo a incluir o impacto da produção de sementes nas decisões de longo prazo para manejo de ervas, sendo esta modificação denominada nível de dano econômico ótimo – NDEO (Cardina et al., 1995a; Sartorato et al., 1996). Para estabelecer o NDEO é necessário informações sobre a produção sementes pelas ervas em densidades abaixo daquelas que definem o NDE tradicional (Bauer & Mortensen, 1992). Entretanto, a produção de sementes pelas ervas pode variar consideravelmente, em função da densidade da erva e da época de sua emergência

em relação à cultura e, também, com as condições do ambiente (Knezevick et al., 1994).

As variações na produção de sementes pelas ervas representam estratégias evolutivas que as capacitam a explorar determinada área. Para Rees et al. (2001), a produção de sementes com menor tamanho resulta em plantas com maior fecundidade e, em consequência, em aumento na habilidade para colonizar novos ambientes. Segundo os mesmos autores, para uma espécie com alocação reprodutiva constante, a fecundidade é inversamente proporcional ao tamanho da semente. Porém, o padrão de alocação de recursos pode variar entre indivíduos, além de ser influenciado por alterações do ambiente no qual as ervas se desenvolvem. Para Jakobsson & Eriksson (2000), somente 40 % da variação na produção de sementes por planta foi atribuída aos tamanhos da planta e das sementes, sendo que os 60 % restantes foram relacionados às diferenças de nicho, estratégias de alocação e de exigência de recursos e à arquitetura da planta.

De outra parte, plantas com capacidade de explorar rapidamente o ambiente habilitam-se a usufruir com maior eficiência dos recursos disponíveis (Rees et al., 2001), o que influencia sua capacidade reprodutiva. Em pesquisa conduzida por Chikoye et al. (1995), verificou-se que a produção de sementes foi influenciada pela época de emergência de ervas em relação à cultura. Por exemplo, plantas de *Ambrosia artemisiifolia* L. que emergiram no estágio cotiledonar de feijão produziram 4400 a 6000 sementes m⁻², em comparação com 700 a 1000 sementes m⁻² para aquelas que emergiram no estágio de três folhas trifolioladas do feijão. Esses resultados evidenciam o potencial de utilização da época de emergência da erva como opção de manejo para diminuir a produção de sementes. Entretanto, é

reconhecido que a simples adição do fator época relativa de emergência pode não ser suficiente para adoção de NDEO em todas as situações. Alguns autores sugerem que a aplicação de níveis de dano não seja adotada a plantas daninhas que produzam grande quantidade de sementes, apesar de diferenças nessa variável em função de épocas de emergência das ervas (Norris, 1992). Já, Harrison et al. (2001) enfatizam a importância da época de emergência para ervas que produzam número relativamente pequeno de sementes. Para esses autores, a adoção do conceito de NDE para ervas que produzem poucas sementes é viável, ao contrário do que ocorre para ervas que apresentam prolífica produção de sementes, nas quais a determinação do NDE é mais problemática, mesmo sob densidades baixas e emergências tardias das ervas em relação à cultura (Norris, 1992).

O objetivo desse trabalho foi avaliar os efeitos de densidades de plantas daninhas e de épocas de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal, sobre a produção de sementes por picão-preto e guaxuma, como fator a considerar para implementação da abordagem de NDE.

6.3. MATERIAL E MÉTODOS

Quatro experimentos foram conduzidos em campo, no Centro de Extensão e Pesquisa Agronômica da Faculdade de Agronomia da Universidade de Passo Fundo (Cepagro/UPF), localizado no Município de Passo Fundo, região fisiográfica do Planalto Médio do Rio Grande do Sul, e na Estação Experimental Agronômica da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (EEA/UFRGS), localizada no Município de Eldorado do Sul, região fisiográfica da Depressão Central. Dois dos experimentos

foram conduzidos durante a estação de crescimento 1998/99 em Passo Fundo (Ambiente 1), e dois o foram em 1999/00 em Eldorado do Sul (Ambiente 2).

Os solos das áreas experimentais são classificados como Latossolo Vermelho Distrófico típico e Argissolo Vermelho Distrófico típico, para Passo Fundo e Eldorado do Sul, respectivamente (Embrapa, 1999). Antecedendo à instalação de cada experimento, as áreas foram amostradas para análise físico-química do solo, tendo sido obtidos os seguintes resultados: Ambiente 1: 490 g de argila por kg de solo, pH (em água) de 5,7, 20 mg de P_2O_5 por L, 180 mg de K_2O por L e 2,1 g de matéria orgânica por kg de solo; e, Ambiente 2: 380 g de argila por kg de solo, pH (em água) de 4,8, 5 mg de P_2O_5 por L, 140 mg de K_2O por L e 2 g de matéria orgânica por kg de solo.

O delineamento experimental utilizado nos quatro experimentos foi completamente casualizado, os quais foram dispostos em esquema fatorial, com uma repetição. Nos dois ambientes, os tratamentos constaram de densidades de picão-preto (*Bidens pilosa* L. e *B. sulbalternans* DC., em infestações mistas), ou de guanxuma (*Sida rhombifolia* L.) e de épocas de semeadura de soja em relação à data de dessecação da cobertura vegetal existente nas áreas. No Ambiente 1, a semeadura da soja foi realizada 3, 7 e 11 dias após a dessecação (DAD), tanto no experimento com picão-preto quanto no de guanxuma. No Ambiente 2, a semeadura da soja foi realizada 3, 7 e 11 DAD no experimento com picão-preto, e 20, 24 e 28 DAD para o de guanxuma.

As densidades das ervas foram alocadas aleatoriamente no campo, de acordo com níveis populacionais encontrados naturalmente nas áreas, em cada época de semeadura da soja. No Ambiente 1, para picão-preto, as densidades estudadas

foram 4, 15, 33, 62 e 113; 3, 17, 20, 28 e 83; e, 1, 2, 3, 17 e 104 plantas m^{-2} para semeaduras da soja realizadas 3, 7 e 11 DAD; para guaxuma, avaliou-se densidades de 19, 33, 36, 67 e 76; 36, 38, 71, 117 e 170; e, 1, 7, 9, 18 e 39 plantas m^{-2} para semeaduras realizadas 3, 7 e 11 DAD. No Ambiente 2, no experimento com picão-preto as densidades avaliadas foram 9, 21, 38, 53 e 85; 6, 13, 24, 79 e 96; e, 3, 11, 34, 37 e 44 plantas m^{-2} para semeaduras de soja realizadas 3, 7 e 11 DAD; para guaxuma, as densidades estudadas foram 7, 17, 30, 40 e 71; 7, 16, 27, 42 e 75; e, 2, 17, 39, 45 e 75 plantas m^{-2} nas semeaduras realizadas 20, 24 e 28 DAD. Cada unidade experimental mediu 6 m^2 (2 m x 3 m), sendo formada de cinco fileiras de soja.

Os experimentos foram implantados utilizando-se o sistema de semeadura direta, sem preparo mecânico do solo, em áreas contendo cobertura vegetal formada por aveia-preta (*Avena strigosa* Schreb) e algumas espécies daninhas. Em todos os experimentos, o manejo da cobertura foi realizado com os herbicidas glyphosate (900 g de equivalente ácido ha^{-1}) e 2,4-D (670 g de equivalente ácido ha^{-1}), sendo efetuado na fase de florescimento das plantas de aveia-preta. Nos experimentos conduzidos no Ambiente 1 e no estabelecido com picão-preto no Ambiente 2, foi realizada uma segunda operação de dessecação (paraquat a 300 g ha^{-1}), 3 dias antes da primeira época de semeadura da soja, em cada um dos experimentos, para eliminar as ervas que não foram controladas com a primeira dessecação e, também, as que emergiram no período entre a primeira e a segunda dessecação. Para guaxuma, no Ambiente 2, foi realizada somente uma dessecação, 20 dias antes da primeira época de semeadura da soja.

Para o Ambiente 1, a adubação do solo foi realizada por ocasião da semeadura da soja, através da distribuição de 300 kg ha⁻¹ da fórmula 05-20-30, o que proporcionou aplicação de 15 kg de N ha⁻¹, 40 kg de P₂O₅ ha⁻¹ e 90 kg de K₂O ha⁻¹. No Ambiente 2, a adubação foi realizada através da distribuição de 340 kg ha⁻¹ da fórmula 05-25-25, o que proporcionou aplicação de 17 kg de N ha⁻¹, 85 kg de P₂O₅ ha⁻¹ e 85 kg de K₂O ha⁻¹. Nos dois ambientes, antecedendo a semeadura, as sementes de soja foram inoculadas com estirpes de *Bradyrhizobium japonicum* (SEMIA 5019) e foram tratadas com o fungicida thiram a 70 g 100 kg⁻¹ de sementes.

Em ambos os experimentos, utilizou-se a cultivar de soja Embrapa 66, de ciclo médio de desenvolvimento e estatura média de 83 cm, a qual foi estabelecida na densidade de 400 mil plantas ha⁻¹, em espaçamento de 0,4 m entre as fileiras. No Ambiente 1, a semeadura da soja foi realizada em 27 de novembro, 1 e 5 de dezembro no experimento com guanxuma; e, em 1, 5 e 9 de dezembro para o experimento com picão-preto. No Ambiente 2, a semeadura da cultura deu-se em 17, 21 e 25 de novembro, no experimento com guanxuma; e, em 8, 12 e 16 de dezembro, para o experimento com picão-preto.

O controle de ervas gramíneas nos experimentos foi obtido com o herbicida graminicida clethodim (120 g ha⁻¹), acrescido do adjuvante Assist usado a 0,5 % volume/volume. Os insetos-praga foram controlados com produtos inseticidas recomendados, de modo que seu dano não prejudicasse o desenvolvimento da cultura (Recomendações..., 2001). Durante a condução dos experimentos foram realizadas suplementações hídricas por meio de irrigações por aspersão, a fim de se garantir adequado desenvolvimento à cultura. As irrigações eram realizadas quando

ocorriam períodos de ausência de precipitações superiores a 10 dias. Em cada operação eram fornecidos 20 mm de água, aproximadamente.

As avaliações das densidades das ervas foram realizadas 20 dias após a emergência (DAE) da soja, mediante contagem dos indivíduos presentes em área de 1,0 m² por parcela, dividida em dois locais de cada unidade.

Antecedendo o florescimento das ervas, foram identificadas aleatoriamente nas parcelas duas plantas de picão-preto ou de guanxuma no Ambiente 1 e três plantas de cada espécie no Ambiente 2, as quais foram cobertas com sacos de tule para evitar dispersão e perda de sementes. A colheita dessas plantas foi realizada no mesmo dia da colheita da soja. Nesta ocasião, também foi realizada contagem de plantas das ervas que efetivamente produziram sementes. Após, as sementes foram separadas das plantas amostradas, sendo então avaliados os pesos de 400 sementes previamente contadas e total de sementes produzidas. Dessa forma, estimou-se a fecundidade, expressa pela produção total de sementes por planta, e a produção de sementes por unidade de área.

Por ocasião da colheita da soja, avaliou-se a massa seca das ervas através da coleta das partes aéreas em duas áreas de 0,5 m², amostradas numa extremidade de cada parcela. A secagem do material deu-se em estufa com circulação forçada de ar à temperatura de 60 °C, até se obter peso constante.

Os dados obtidos foram analisados separadamente por ambiente e época de semeadura da soja. Esse procedimento foi adotado em função das variações em densidades de ervas observados em cada caso. Os dados referentes à produção de sementes por área sofreram transformação logarítmica (log x).

Aos dados de produção de sementes por área foi ajustado o modelo de regressão não linear da hipérbole retangular, proposto por Massinga et al. (2001):

$$N_s = (g \cdot X) / (1 + ((g \cdot X) / b)); \quad (\text{Equação 6.1});$$

onde: N_s = número de sementes produzidas m^{-2} ; X = densidade de plantas da erva; g = parâmetro do modelo que indica alterações na produção de sementes; b = número máximo de sementes m^{-2} , estimado pelo modelo.

Aos dados de prolificidade de sementes foi ajustado o modelo de regressão não linear da hipérbole retangular, modificado por Norris et al. (2001):

$$N_s = (a \cdot b) / (b + X); \quad (\text{Equação 6.2});$$

onde: N_s = número de sementes produzidas planta^{-1} ; a = produção máxima de sementes, estimada pelo modelo; b = parâmetro do modelo que indica alterações na produção de sementes; X = densidade de plantas da erva.

O ajuste dos modelos das Equações 6.1 e 6.2 aos dados foi realizado com auxílio do procedimento Proc Nlin do programa computacional SAS (SAS, 1989). Para este procedimento, utilizou-se o método de Gauss-Newton, o qual, por sucessivas iterações, estima os valores dos parâmetros nos quais a soma dos quadrados dos desvios das observações em relação aos valores ajustados for mínima.

Para avaliação da relação entre densidade de ervas e massa seca das ervas foi realizada análise de regressão entre essas duas variáveis, tendo sido testados os modelos linear e quadrático. A seleção do melhor modelo usou como critério o maior valor do coeficiente de determinação em cada caso.

6.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A produção média de sementes de picão-preto foi 5,9 mil e 101,2 mil sementes m^{-2} nos Ambientes 1 e 2, respectivamente (Figura 12). É provável que essas diferenças entre ambientes sejam parcialmente decorrentes do maior crescimento vegetativo da soja observado no Ambiente 1, o que fez com que a cultura sobrepujasse a erva em estatura, diminuindo sua capacidade de produzir sementes. Observa-se, na Figura 12, que incrementou exponencialmente a produção de sementes por área a partir de densidades muito baixas, quando então a variável se estabilizou. A estabilização foi estimada ocorrer nas densidades de 11, 9 e 4, e 23, 19 e 12 plantas de picão-preto m^{-2} para as semeaduras de soja realizadas aos 3, 7 e 11 DAD para os Ambientes 1 e 2, respectivamente. Esses resultados indicam que, em densidades baixas, à medida em que a semeadura da soja ocorreu mais próximo à dessecação da cobertura vegetal, diminuiu a quantidade de sementes produzidas por área. Porém, à medida em que houve incremento na densidade da erva, as diferenças entre épocas de semeadura tenderam a desaparecer.

No caso da guaxuma, para número de sementes por área, obteve-se ajuste do modelo aos dados com significância estatística somente no experimento conduzido no Ambiente 2 (Figura 12). A produção média de sementes foi 1,4 mil e 28,2 mil nos Ambientes 1 e 2, respectivamente. A produção sementes cerca de 20 vezes inferior no Ambiente 1 em relação ao 2, deveu-se tanto ao maior crescimento vegetativo da soja ocorrido no Ambiente 1, quanto à época ampliada de semeadura da cultura em relação à dessecação da cobertura vegetal, pois no Ambiente 2 houve

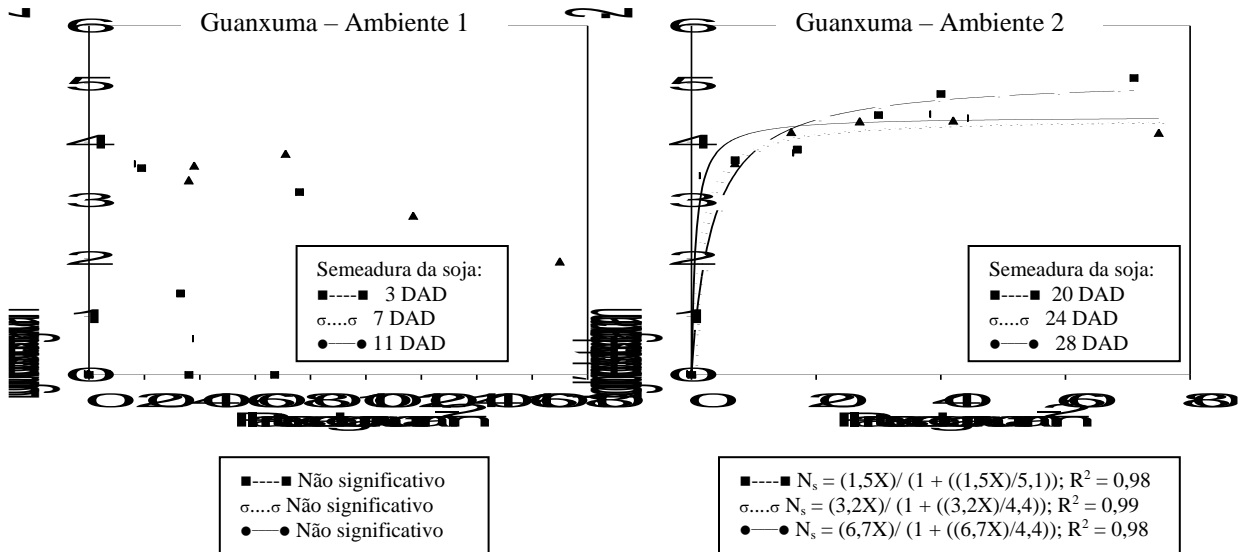
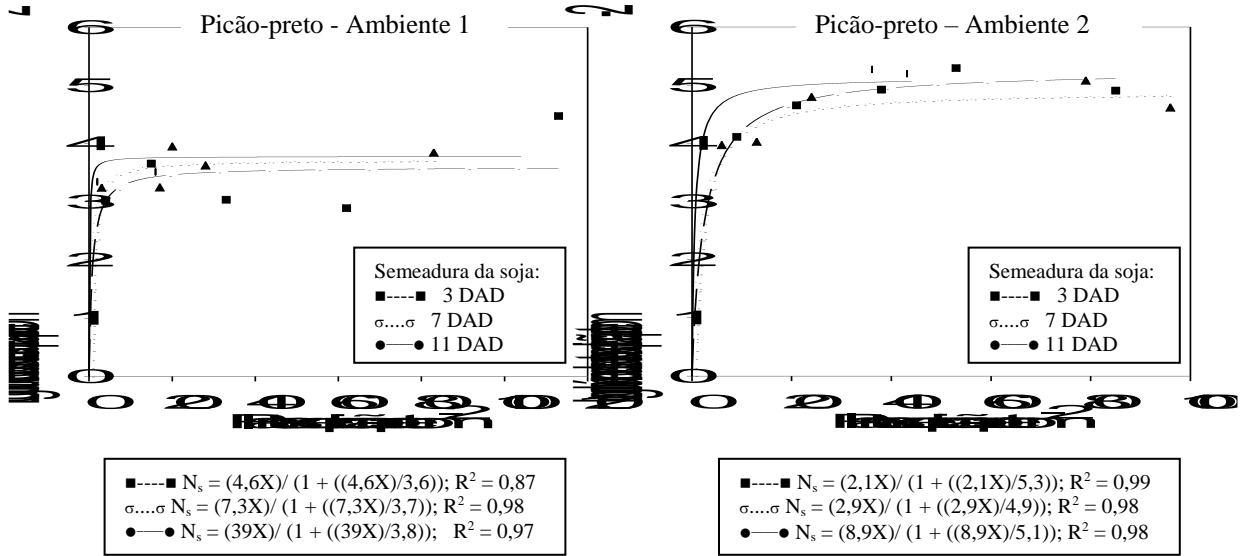


Figura 12 - Número transformado de sementes (N_s) de picão-preto e de guanxuma produzidas por área em função de densidades das ervas e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2). (DAD = dias após dessecação).

intervalos de 20 a 28 dias entre dessecação e semeadura. Devido ao crescimento lento que plantas de guanxuma apresentam (Kissmann & Groth, 2000), o intervalo de 3 a 11 dias entre dessecação da cobertura vegetal e semeadura da soja, mantido no Ambiente 1, não permitiu que a erva obtivesse vantagem competitiva em relação à cultura, diferentemente do que foi constatado no Ambiente 2. Nesse ambiente, o platô de produção de sementes foi estimado iniciar em densidades de 26, 16 e 11 plantas m^{-2} para semeaduras realizadas 20, 24 e 28 DAD, respectivamente (Figura 12).

A estabilização na produção de sementes por área, em resposta ao incremento na densidade de plantas, tanto em picão-preto quanto em guanxuma (Figura 12), reflete diferentes magnitudes nas relações de interferência ocorridas com a soja. Em densidades baixas, houve aumento significativo na produção de sementes em resposta ao incremento na densidade da erva, indicando que nessa condição ocorreu pequena competição intraespecífica e que as ervas estiveram mais sujeitas ao efeito competitivo da cultura. Com o incremento na densidade, entretanto, aumentou proporcionalmente o efeito da competição intraespecífica, cujo resultado, em nível de planta, resultou em redução na produção de sementes. Resultados obtidos por Norris (1992) indicaram que a produção de sementes de capim-arroz, quando em competição com milho, foi mais intensamente afetada pela cultura em densidades de 1 planta da erva por metro do que de 50 plantas por metro

de fileira. Esses dados indicam que, quando a erva estiver sujeita à intensa competição interespecífica, são alocados mais fotoassimilados ao crescimento vegetativo do que ao reprodutivo (Norris et al., 2001).

Para fecundidade de picão-preto, excetuando-se as semeaduras de soja realizadas aos 3 DAD no Ambiente 1 e aos 7 DAD no Ambiente 2, nas demais situações avaliadas a produção de sementes diminuiu quando aumentou a densidade da erva (Figura 13). O atraso na semeadura da soja em relação à

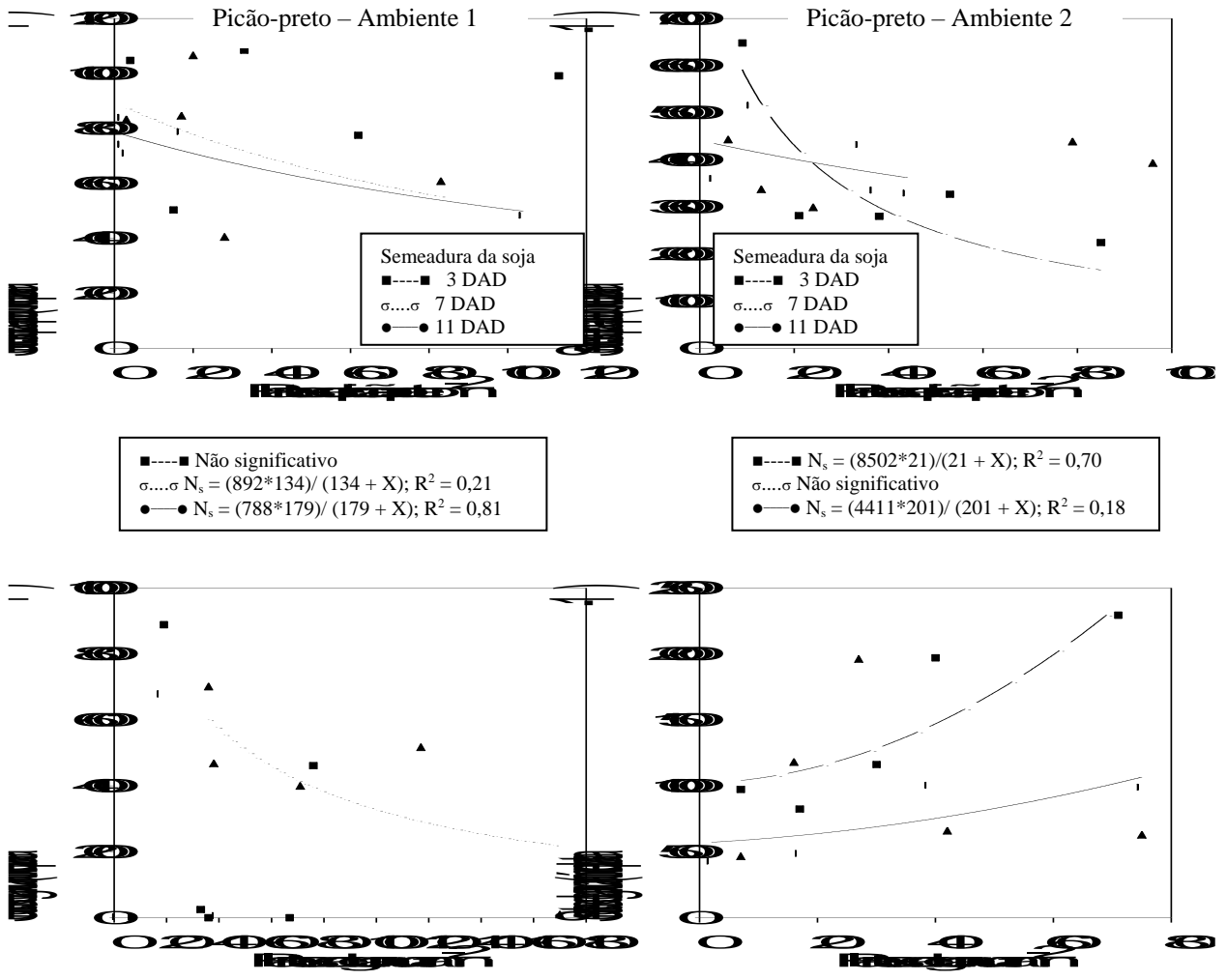
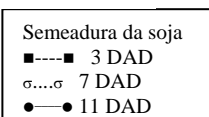


Figura 13 - Número de sementes (N_s) de picão-preto e de guanxuma produzidas por planta em função de densidades das ervas e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Passo Fundo – RS, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul – RS, 1999/00 (Ambiente 2). (DAD = dias após dessecação).

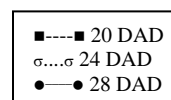
A resposta da fecundidade, observada para picão-preto, pode considerar-se comportamento normal de plantas à variação na densidade. Em baixas densidades, há maior produção de sementes por planta porque as ervas dispõem de espaço suficiente, sem limitação de recursos do meio, para alocarem fotoassimilados tanto para seu crescimento vegetativo quanto para formação de estruturas reprodutivas.

Guanxuma – Ambiente 1

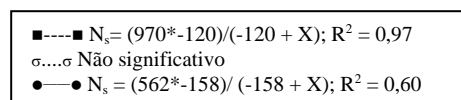
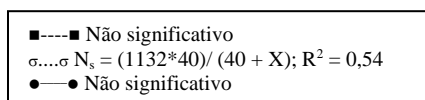
Guanxuma – Ambiente 2



Ao trabalharem com *Amaranthus palmeri* S. Wats., Massinga et al. (2001) obtiveram



diminuição na fecundidade da erva quando ela emergiu mais tarde do que o milho,



atribuindo o fato à competição interespecífica com a cultura. Porém, segundo esses autores, a redução verificada no número de sementes por planta em altas densidades e nas emergências precoces deveram-se tanto à competição inter quanto intraespecífica.

A produção média de sementes de guanxuma foi 275 e 1056 por planta nos Ambientes 1 e 2, respectivamente (Figura 13). Em relação à resposta dessa erva à densidade de plantas, obteve-se comportamento distinto entre os ambientes. Assim,

no Ambiente 1, a densidade da erva somente influenciou a fecundidade na semeadura realizada 7 DAD; onde, à medida em que a densidade aumentou, a produção de sementes diminuiu em torno de três vezes. Entretanto, no Ambiente 2, a resposta ao incremento na densidade seguiu tendência contrária; onde, nas épocas de semeadura de soja de 20 e 28 DAD, a fecundidade aumentou em cerca de um terço, provavelmente porque a competição intraespecífica não foi intensa. A produção média de sementes por planta, no Ambiente 1, foi 275, 415 e 136 para semeaduras de soja efetuadas aos 3, 7 e 11 DAD, respectivamente. No Ambiente 2, o atraso na semeadura da soja em relação à dessecação diminuiu a fecundidade das plantas de guanxuma, que atingiram produções médias de 1444, 969 e 754 sementes por planta nas semeaduras de 20, 24 e 28 DAD, respectivamente.

As respostas contraditórias observadas para guanxuma no Ambiente 2 estão associadas, em parte, à época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal. O atraso na semeadura da cultura propiciou à guanxuma alcançar maior crescimento vegetativo, proporcionando-lhe, num primeiro momento, vantagem que se caracterizou em maior fecundidade para semeadura da soja realizada aos 20 DAD. Porém, com atrasos na semeadura da cultura para 24 e 28 DAD, ao maior crescimento da erva correspondeu maior competição intraespecífica, em decorrência menos recursos foram alocados para as estruturas reprodutivas.

Os resultados de fecundidade obtidos nesse trabalho não permitem extrair conclusões definitivas sobre o comportamento das espécies picão-preto e guanxuma em resposta ao aumento nas densidades de plantas; porém, servem como indicativos das respostas dessas espécies aos fatores estudados. Acredita-se serem necessários estudos mais abrangentes que esclareçam os comportamentos

delineados e que forneçam estimativas definidas sobre produção de sementes por essas ervas, pois esses resultados terão importantes implicações no manejo de ervas. Por exemplo, conhecendo-se suficientemente a fecundidade, pode-se utilizar esses dados na geração de recomendações de níveis de dano econômico que incluam mais de uma estação de crescimento, pois quanto maior for a fecundidade projetada, maiores serão os problemas potenciais de controle em anos subsequentes (Kegode et al., 1999).

A magnitude da produção de sementes por guaxuma e, principalmente, por picão-preto, pode influenciar negativamente a adoção do manejo integrado de plantas daninhas com base na abordagem de NDE. Nesse contexto, Norris et al. (2001) obtiveram produções variáveis de 300 a 500 mil sementes de capim-arroz m^{-2} . Tais níveis de fecundidade enfatizam o efeito que um único ano de reduzido controle de ervas possa exercer sobre o banco de sementes de ervas como capim-arroz. Os retornos anuais de sementes ao solo demandarão altos níveis de controle nas culturas estabelecidas seqüencialmente na área. A produção de sementes por ervas não inviabiliza a adoção da tática de NDE; contudo, poderá alterar o valor do nível. Modelo aplicado por Bauer & Mortensen (1992) estimou que o NDEO é 3,6 a 7,5 vezes menor do que o baseado em um único ano e que não considera a produção de sementes.

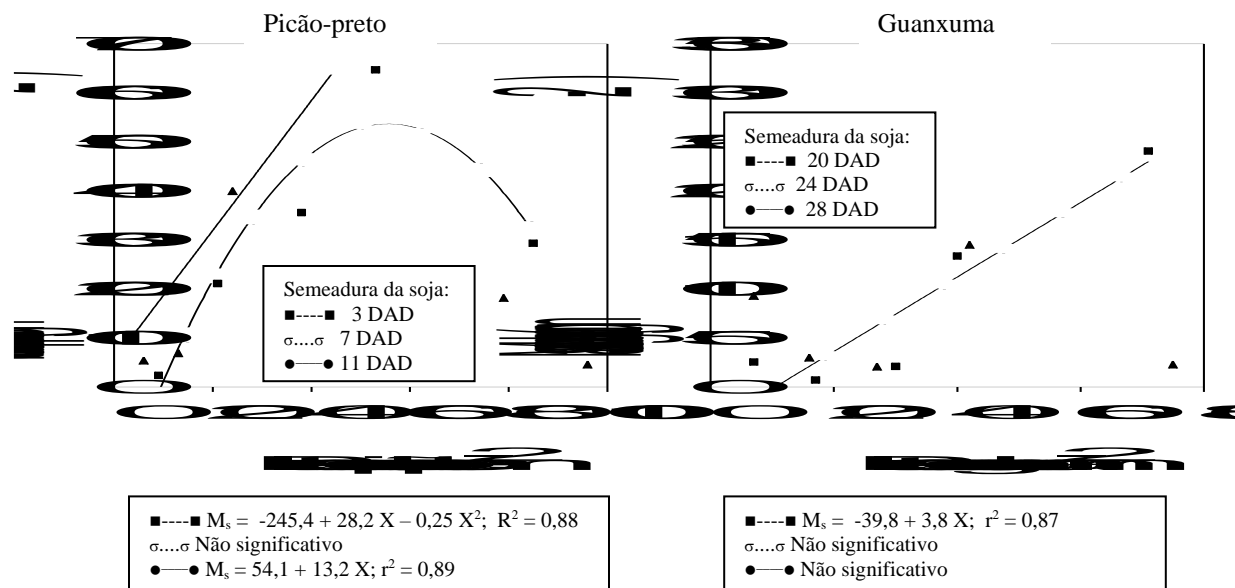
Algumas estratégias podem ser adotadas visando minimizar o impacto da elevada produção de sementes por ervas; uma delas refere-se à época de semeadura da cultura em relação à dessecação da cobertura vegetal, como foi analisado através das Figuras 12 e 13. Assumindo-se uma densidade de 10 plantas de erva m^{-2} , a produção média de sementes de picão-preto, na média dos dois

ambientes, aumentou de 9,6 mil para 36,2 mil m^{-2} , quando a semeadura foi atrasada de 3 para 11 DAD, um acréscimo de quase quatro vezes para um intervalo de apenas 8 dias. Já, para guaxuma no Ambiente 2, a produção de sementes praticamente dobrou, passando de 6,4 mil para 13,4 mil sementes m^{-2} . Reduções na produção de sementes por efeito de épocas de emergência das ervas em relação à cultura também foram relatadas para outras ervas (Martin & Field, 1988; Bauer & Mortensen, 1992 e Harrison et al., 2001). Para Esbenshade et al. (2001), a identificação do período de emergência das ervas é importante para criar e planificar um programa eficiente para seu manejo. A época de emergência das ervas durante a estação de crescimento influenciará tanto seu crescimento vegetativo quanto seu potencial reprodutivo e, ainda, sua habilidade competitiva. De forma similar, Harrison et al. (2001) atribuíram as menores taxas de produção de sementes por *Ambrosia trifida* L., nas emergências tardias, ao atraso na maturação e na taxa de fecundidade causados pela maior competição exercida pela cultura de milho nessa condição.

Em comunidades vegetais podem ocorrer duas respostas ao aumento na densidade de plantas: mortalidade, que afeta o número de indivíduos, e plasticidade, que afeta o tamanho dos sobreviventes e, em consequência, define o número de sementes produzidas (Zanin & Sattin, 1988). Para picão-preto, o incremento na densidade aumentou a massa seca da erva por área, especialmente para densidade na faixa de 45 a 50 plantas m^{-2} , obtendo-se ajustes dos modelos quadrático e linear para as semeaduras de 3 e 11 DAD, respectivamente (Figura 14). Para semeadura de 3 DAD, o incremento na massa seca deu-se até cerca de 50 plantas m^{-2} , quando então diminuiu, provavelmente em função do auto-ajuste das plantas ao espaço disponível para seu desenvolvimento. Para a de 11 DAD, a densidade máxima de

ervas pouco superou 40 plantas m^{-2} , o que explica o aumento linear observado na massa seca por área em resposta ao incremento na densidade.

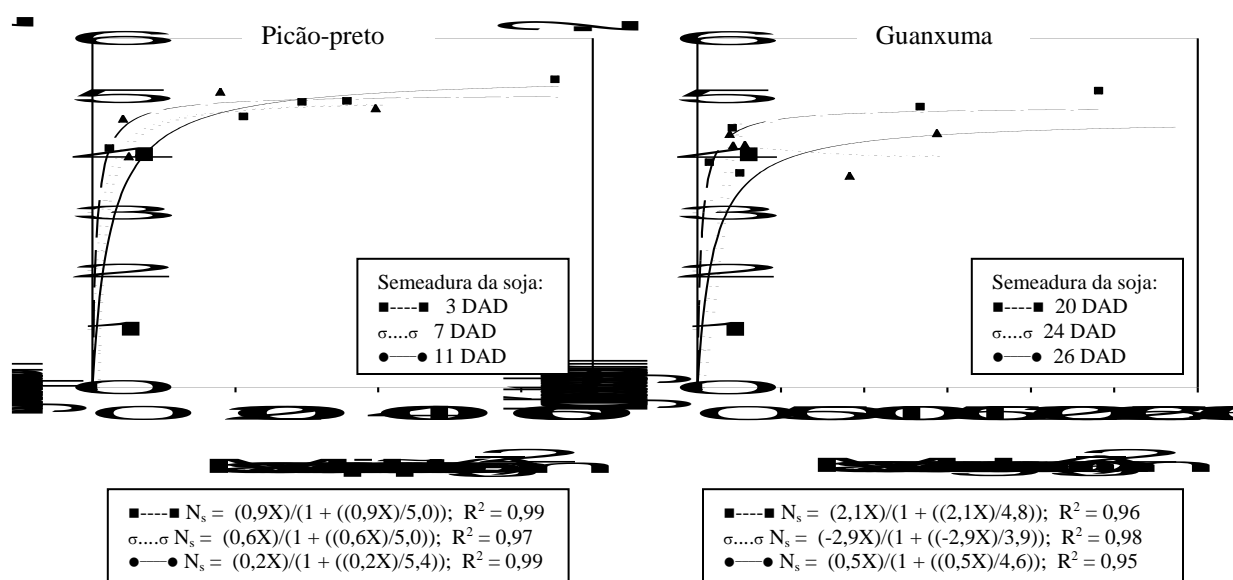
Para guaxuma, houve efeito da densidade da erva somente na primeira semeadura, realizada aos 20 DAD; em que, a exemplo do comportamento de picão-



preto aos 11 DAD, o aumento na massa seca seguiu tendência linear em resposta ao incremento na densidade de guaxuma (Figura 14). Nos casos em que houve comportamento linear, é possível que as densidades das ervas não atingiram valores suficientemente altos para provocar estabilização da fitomassa. Caso contrário, não se estaria confirmando a lei dos rendimentos finais constantes (Radosevich et al., 1997), segundo a qual a partir de um determinado nível a produção de fitomassa torna-se independente da densidade de plantas presentes na área.

Figura 14 - Massa seca (M_s) de picão-preto e de guaxuma por área em função de densidades das ervas e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Eldorado do Sul - RS, 1999/00. (DAD = dias após dessecação).

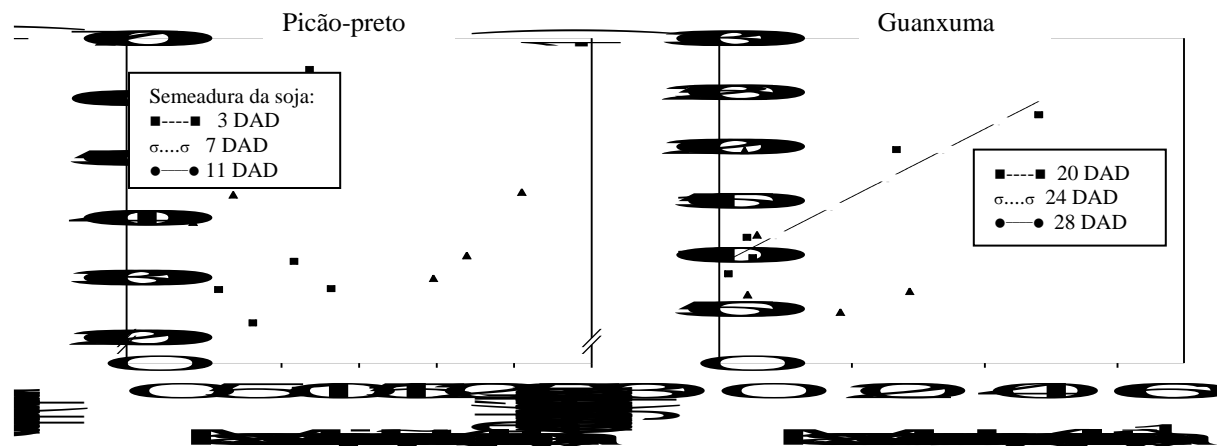
As relações de fitomassa, estimadas na colheita da soja, e produção de sementes pelas ervas, podem ser analisadas nas Figuras 15 a 17. Para produção de sementes por área (Figura 15), em ambas as espécies, os efeitos foram bastante próximos aos observados para densidades das ervas (Figura 12). Inicialmente, para pequena fitomassa de erva ocorreu incremento exponencial na produção de sementes, quando então a variável atingiu um platô, estabilizando-se. O platô foi alcançado sob valores mais elevados de massa seca nas sementeiras precoces, realizadas mais próximo à dessecação da cobertura, do que em sementeiras



posteriores, resposta que ocorreu tanto para picão-preto quanto para guanxuma.

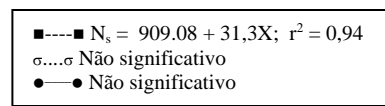
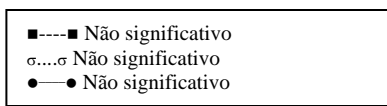
Figura 15 - Número transformado de sementes (N_s) de picão-preto e de guanxuma produzidas por área em função da massa seca das ervas por área e da época de sementeira da soja após dessecação da cobertura vegetal, Eldorado do Sul – RS, 1999/00. (DAD = dias após dessecação).

Para produção de sementes por planta, seria esperado que o aumento na massa seca da erva por planta fosse acompanhado pelo respectivo incremento na



fecundidade, como foi relatado por Cousens & Mortimer (1995). Porém, conforme se observa na Figura 16, o aumento na massa seca por planta de erva somente influenciou a fecundidade de guanxuma na sementeira da soja realizada aos 20 DAD. Esses resultados, aparentemente contraditórios, são corroborados por Jakobsson & Eriksson (2000), para os quais somente 40 % da variação na produção de sementes por planta é atribuída aos tamanhos da planta e da semente, sendo a variação restante relacionada a outros fatores. Além disso, o fato de não se utilizar as mesmas plantas para estimar a massa seca da erva e o número de sementes influenciou a falta de associação entre os fatores, quando os valores são expressos por planta. Entretanto, quando o fator massa seca foi expresso por unidade de área (Figura 17), seu efeito na prolificidade foi mais evidente e bastante similar ao observado para efeito da densidade de ervas na prolificidade (Figura 13).

Figura 16 - Número de sementes (N_s) de picão-preto e de guanxuma produzidas por planta em função da massa seca das ervas por planta e da época de



semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Eldorado do Sul – RS, 1999/00. (DAD = dias após dessecação).

A plasticidade do crescimento dependente da densidade é influenciada pelo espaço disponível ao desenvolvimento da planta e pela habilidade das espécies em ocupar esse espaço e utilizar os recursos do meio. Como estratégia de ocupação do espaço disponível, a planta altera a morfologia do dossel, regulando também o número de estruturas reprodutivas (Zanin & Sattin, 1988). Resultados obtidos por Esbenshade et al. (2001) demonstram que a presença da cultura e a época de emergência da erva afetam o crescimento e a reprodução da erva, fatores que podem causar reduções de até 96 % na massa seca e na produção de sementes.

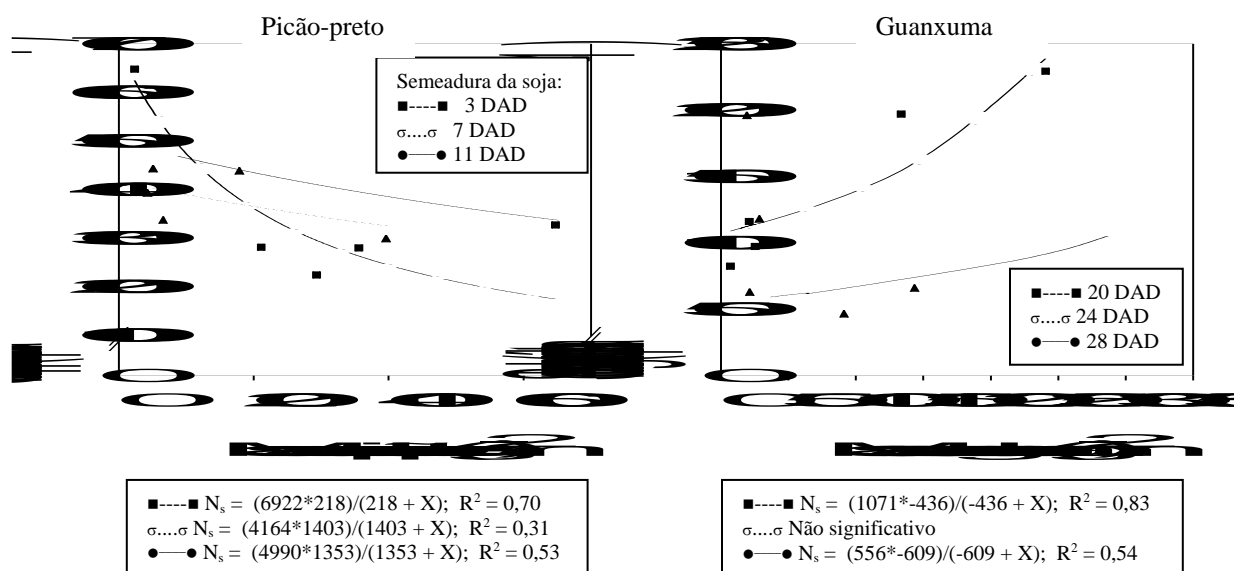


Figura 17 - Número de sementes (N_s) de picão-preto e de guanxuma produzidas por planta em função da massa seca das ervas por área e da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, Eldorado do Sul – RS, 1999/00. (DAD = dias após dessecação).

Diante dos resultados obtidos nessa pesquisa e objetivando diminuir a produção de sementes por ervas, é importante limitar não somente a densidade de ervas mas também sua produção de massa (Figuras 14 e 15). Neste contexto, a adoção de estratégias de manejo de ervas, como arranjo apropriado de plantas da cultura (Norris et al., 2001), emprego de cultivares com maior habilidade competitiva (Mortensen et al., 2000) e uso de doses reduzidas de herbicidas (Belles et al., 2000), influenciam negativamente tanto o acúmulo de fitomassa pelas ervas como a formação de estruturas reprodutivas. Em consequência, essas práticas podem neutralizar os efeitos decorrentes do aumento das reservas de sementes no solo, causado pela adoção do manejo de ervas com base em NDE. Desse modo, o emprego de estratégias de manejo de populações residuais de ervas, com base na redução da produção de sua fitomassa, pode trazer resultados compensadores.

Outra abordagem salutar refere-se ao manejo de áreas em que se tenha obtido controle de ervas através de NDE, onde a prática da rotação de culturas comumente resulta em menores densidades de ervas emergidas e em menor produção de sementes do que em situação de monoculturas (Kegode et al., 1999). A redução na densidade de ervas em sistemas de rotação de culturas tem por base o uso de uma seqüência apropriada de culturas que originam diversidade nas lavouras e, dessa forma, podem modificar os padrões da relação cultura-ervas.

6.5. CONCLUSÕES

Nas faixas de densidades de ervas investigadas, a produção de sementes por guanxuma é influenciada mais negativamente pela presença da soja do que o é a de picão-preto.

A época de emergência de picão-preto e guanxuma em relação à cultura afeta a produção de sementes, de modo que quanto mais cedo a soja for estabelecida, em relação à dessecação da cobertura vegetal, menor é a produção de sementes pelas ervas.

O elevado número de sementes produzidas por guanxuma e, principalmente, por picão-preto, mesmo ocorrendo em densidades baixas, pode limitar a adoção do conceito de níveis de dano econômico.

A redução da produção de fitomassa pelas ervas constitui uma estratégia a ser utilizada no manejo das populações residuais, visando diminuir a produção de sementes.

7. CAPÍTULO VI – DETERMINAÇÃO DE NÍVEIS DE DANO ECONÔMICO PARA CONTROLE DE PICÃO-PRETO E GUANXUMA EM SOJA

7.1. RESUMO

A adoção do conceito de nível de dano econômico (NDE) no manejo de plantas daninhas monitora as populações de ervas de modo que medidas de controle sejam implementadas somente quando as infestações superarem os NDE. O objetivo desse trabalho foi determinar níveis de dano econômico para as espécies dicotiledôneas picão-preto (*Bidens* spp.) e guanxuma (*Sida rhombifolia* L.), calculados na base de um único ano, que justifiquem aplicação econômica de medidas para seu controle na cultura da soja. Foram conduzidos experimentos em campo, dois no Município de Passo Fundo - RS em 1998/99 (Ambiente 1), e dois em Eldorado do Sul - RS em 1999/00 (Ambiente 2). Os tratamentos constaram de densidades de picão-preto ou guanxuma, conforme níveis populacionais encontrados naturalmente nas áreas de estudo, e de épocas de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal. Obtiveram-se valores de NDE variáveis de 0,4 a 33 plantas m⁻² e de 2 a 50 plantas m⁻² para picão-preto e guanxuma, respectivamente. Constatou-se alterações relevantes nas relações de interferência cultura-ervas entre os ambientes estudados. O atraso na semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal afetou consideravelmente o grau de

interferência de picão-preto e guaxuma com a cultura. Detectou-se que os NDE variaram em função de diferentes fatores, sendo que aumentos das perdas de rendimento por unidade de erva, no potencial de rendimento da cultura, no valor do produto colhido e na eficiência do herbicida diminuíram os NDE, tornando potencialmente mais econômico seu controle; enquanto, aumento no custo do controle das ervas faz elevar os NDE.

7.2. INTRODUÇÃO

O controle químico constitui o componente dominante do manejo de plantas daninhas adotado na produção de culturas nas últimas décadas. Contudo, aspectos ambientais e econômicos aumentaram a preocupação com seu uso e o interesse na redução da aplicação de herbicidas (Defelice et al., 1989; Klingaman et al., 1992). Neste sentido, é necessário obter-se informações sobre a biologia e o manejo de ervas para que os pesquisadores possam desenvolver sistemas que minimizem os impactos ambientais do controle químico sem sacrificar a lucratividade da produção agrícola (Buhler et al., 1992).

As interações de plantas daninhas e culturas geralmente são difíceis de modelar porque o rendimento pode variar acentuadamente em função do grau de competitividade das ervas em períodos críticos da estação de crescimento e da variação das espécies que compõem a comunidade (King et al., 1986). Na tentativa de modelar estas interações, diferentes trabalhos de pesquisa enfatizam as estratégias do manejo de plantas daninhas com base no conceito de nível de dano econômico - NDE (Lybecker et al., 1988; Oliver, 1988; Onofri & Tei, 1994;

Vandevender et al., 1997; Pester et al., 2000). Sob esta abordagem, as populações de ervas são monitoradas durante a estação de crescimento e as medidas de controle são usadas na base de “quando necessário”, em vez de serem parte de um programa fixo; assim, o planejamento e a implementação de tais estratégias de manejo requerem a integração de conhecimento técnico e de análise econômica (King et al., 1986).

O NDE é um conceito simples que integra fatores biológicos e econômicos, e que se destina a tornar lucrativa a tomada de decisão para controle tanto de ervas quanto de pragas e patógenos (Cardina et al., 1995a; Carranza et al., 1995). A utilização de NDE é comum no manejo de pragas, onde o mesmo orienta a regulação da população ótima de pragas ao indicar o nível da população abaixo do qual os custos de controle excedem seus benefícios (Jordan, 1992). Entretanto, em contraste aos insetos e patógenos que atacam as culturas em ciclos epidêmicos, as plantas daninhas são endêmicas, regenerando-se a partir de sementes e/ou propágulos vegetativos que estão presentes constantemente no solo (Streibig et al., 1989; Norris, 1999). Além disso, plantas daninhas possuem capacidade de ajustar seu desenvolvimento ao espaço disponível, não ocupado por plantas da cultura. Esta plasticidade no desenvolvimento das ervas pode ser caracterizada pela habilidade das plantas em alterar seu tamanho ou massa em função de algum estresse do ambiente (Radosevich et al., 1997).

Na determinação de NDE são utilizados procedimentos matemáticos, na tentativa de representar o sistema real como um sistema de dados, postulados ou de interferências, através de uma descrição matemática (Doyle, 1997). Na predição dos efeitos resultantes da interferência cultura-ervas são utilizados tanto modelos

denominados empíricos quanto mecanísticos. Os empíricos são modelos estáticos de regressão que, no caso de plantas daninhas, variam desde a regressão linear simples entre o número ou densidade de ervas e o rendimento de grãos pelas culturas, até o uso de curvas de resposta da cultura, em termos de rendimento, englobando diferentes variáveis (Onofri & Tei, 1994; Carranza et al., 1995; Doyle, 1997). Os modelos empíricos são caracterizados como modelos puramente matemáticos que, do ponto de vista prático, possuem maior aplicação, porque as perdas de rendimento podem ser previstas como uma função do nível de infestação de ervas observado logo após a emergência da cultura, além de englobarem basicamente fatores bióticos (Onofri & Tei, 1994).

De forma diferente, os modelos mecanísticos baseiam-se em aspectos fisiológicos relacionados aos processos biológicos, simulando o crescimento das culturas em função das respostas desses processos ao ambiente (Kropff & Lotz, 1992). Sob o ponto de vista prático, esses modelos, embora gerem resultados mais precisos sob uma ampla variação de condições ambientais, requerem uma gama de informações raramente disponível nas propriedades rurais (Onofri & Tei, 1994).

Modelos bioeconômicos que simulam estratégias de manejo de plantas daninhas em pós-emergência estão sendo bastante usados para tornar mais flexíveis as decisões de aplicação de herbicidas (Lybecker et al., 1991). Através desses modelos, a perda de rendimento decorrente da interferência cultura-ervas pode ser prevista a partir de estimativas da densidade de ervas presentes, para se determinar se o seu controle em pós-emergência justifica-se economicamente e, também, para se identificar o tratamento ótimo quando o controle se fizer necessário (Wiles et al., 1992). Sob o ponto de vista prático, o uso de herbicidas em pós-emergência permite

ao produtor aplicá-los somente em áreas específicas, onde a densidade de ervas exceder o NDE (Coble & Mortensen, 1992). Neste contexto, se a densidade de ervas dentro de uma unidade de área da propriedade exceder a densidade equivalente ao NDE, então o produtor pode selecionar um tratamento econômico para aplicar nesta área (Lindquist et al., 1998).

O sucesso na utilização dos modelos de previsão do resultado da interferência cultura-ervas e, também, dos programas de manejo das plantas daninhas relacionados com NDE, depende da habilidade em se prever a função dano, a qual descreve o impacto da população de ervas sobre o potencial de rendimento da cultura (Kropff & Spitters, 1991; Jones & Medd, 2000), e a função controle, que descreve o impacto de herbicidas pós-emergentes sobre a população de ervas (Dieleman et al., 1996). Para se prever estas funções deve-se estimar os dados relativos ao efeito que as ervas ocasionarão à cultura, rendimento da cultura na ausência da erva, eficiência do método de controle utilizado, custo do método de controle e preço a ser recebido pelo produto colhido (Dieleman et al., 1996; Bosnic & Swanton, 1997a; Baziramakenga & Leroux, 1998). Dos itens anteriores, exceto o custo do método de controle, todos os demais fatores requerem estimativa antecipada de fenômenos que estão sujeitos à grande variabilidade, dependendo de características do ambiente específico, de práticas culturais e de fatores externos, como preço dos produtos agrícolas. Para Berti & Zanin (1997), o conceito de NDE incorpora as relações existentes entre densidade, época relativa de emergência, eficácia de controle e rendimento da cultura; porém, ele é bastante influenciado por variáveis climáticas (McDonald & Riha, 1999).

O objetivo deste trabalho foi determinar níveis de dano econômico para infestações de picão-preto (*Bidens pilosa* L. e *B. subalternans* DC.) e guanxuma (*Sida rhombifolia* L.), calculados na base de um único ano, que justifiquem a aplicação de medidas para seu controle na cultura da soja.

7.3. MATERIAL E MÉTODOS

Quatro experimentos foram conduzidos em campo, no Centro de Extensão e Pesquisa Agronômica da Faculdade de Agronomia da Universidade de Passo Fundo (Cepagro/UPF), localizado no Município de Passo Fundo, região fisiográfica do Planalto Médio do Rio Grande do Sul, e na Estação Experimental Agronômica da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (EEA/UFRGS), localizada no Município de Eldorado do Sul, região fisiográfica da Depressão Central. Dois dos experimentos foram conduzidos durante a estação de crescimento 1998/99 em Passo Fundo (Ambiente 1), e dois o foram em 1999/00 em Eldorado do Sul (Ambiente 2).

Os solos das áreas experimentais são classificados como Latossolo Vermelho Distrófico típico e Argissolo Vermelho Distrófico típico, para Passo Fundo e Eldorado do Sul, respectivamente (Embrapa, 1999). Antecedendo à instalação de cada experimento, as áreas foram amostradas para análise físico-química do solo, tendo sido obtidos os seguintes resultados: Ambiente 1: 490 g de argila por kg de solo, pH (em água) de 5,7, 20 mg de P_2O_5 por L, 180 mg de K_2O por L e 2,1 g de matéria orgânica por kg de solo; e Ambiente 2: 380 g de argila por kg de solo, pH (em água) de 4,8, 5 mg de P_2O_5 por L, 140 mg de K_2O por L e 2 g de matéria orgânica por kg de solo.

O delineamento experimental utilizado nos quatro experimentos foi completamente casualizado, onde os tratamentos foram dispostos em esquema fatorial, com uma repetição. Nos dois ambientes, os tratamentos representativos do fator A constaram de densidades de picão-preto (*Bidens pilosa* L. e *B. sulbalternans* DC., ocorrentes em infestações mistas), ou de guanxuma (*Sida rhombifolia* L.), e os do fator B consistiram de épocas de semeadura da soja em relação à data de dessecação da cobertura vegetal existente nas áreas. No Ambiente 1, a semeadura da soja foi realizada 3, 7 e 11 dias após a dessecação (DAD), tanto no experimento com picão-preto quanto no de guanxuma. No Ambiente 2, a semeadura da soja foi realizada 3, 7 e 11 DAD no experimento com picão-preto, e 20, 24 e 28 DAD para o de guanxuma.

As densidades das ervas foram alocadas aleatoriamente no campo, de acordo com níveis populacionais encontrados naturalmente nas áreas. No Ambiente 1, para picão-preto, utilizou-se 17 unidades em cada época de semeadura, cujas densidades variaram entre uma e 180 plantas m^{-2} , totalizando 51 unidades com infestação; para guanxuma, utilizou-se 15 unidades em cada época, com densidades que variaram de uma a 60 plantas m^{-2} , perfazendo o total de 45 unidades com infestação. No Ambiente 2, para picão-preto, utilizou-se 10 unidades em cada época de semeadura, com densidades variáveis de uma a 110 plantas m^{-2} , totalizando 54 unidades com infestação; para guanxuma, utilizou-se 10 unidades em cada época, com densidades que variaram de uma a 128 plantas m^{-2} , perfazendo o total de 30 unidades com infestação. Em todos os experimentos mantiveram-se de quatro a cinco unidades com ausência de ervas, em cada uma das épocas de semeadura da

soja. Cada unidade experimental mediu 6 m² (2 m x 3 m), constando de cinco fileiras de soja espaçadas em 0,4 m.

Os experimentos foram implantados utilizando-se o sistema de semeadura direta, sem preparo mecânico do solo, em áreas contendo cobertura vegetal composta por aveia-preta (*Avena strigosa* Schreb.) e algumas espécies daninhas. O manejo da cobertura vegetal foi realizado através da aplicação dos herbicidas glyphosate (900 g de equivalente ácido ha⁻¹) e 2,4-D (670 g de equivalente ácido ha⁻¹), sendo efetuado por ocasião do florescimento das plantas de aveia-preta. Nos experimentos conduzidos no Ambiente 1 e naquele estabelecido com picão-preto no Ambiente 2, foi efetuada uma segunda dessecação com paraquat (300 g ha⁻¹), 3 dias antes da primeira época de semeadura da soja, em cada um dos experimentos, para eliminar as ervas que não foram controladas com a primeira dessecação e, também, aquelas que emergiram no período entre a primeira e a segunda dessecação. Para guaxuma, no Ambiente 2, foi procedida somente uma dessecação, 20 dias antes da primeira época de semeadura da soja.

Para o Ambiente 1, a adubação do solo foi realizada por ocasião da semeadura da soja, através da distribuição de 300 kg ha⁻¹ da fórmula 05-20-30, o que proporcionou aplicação de 15 kg de N ha⁻¹, 40 kg de P₂O₅ ha⁻¹ e 90 kg de K₂O ha⁻¹. No Ambiente 2, a adubação foi efetuada através da distribuição de 340 kg ha⁻¹ da fórmula 05-25-25, o que proporcionou aplicação de 17 kg de N ha⁻¹, 85 kg de P₂O₅ ha⁻¹ e 85 kg de K₂O ha⁻¹. Nos dois ambientes, antecedendo a semeadura, as sementes de soja foram inoculadas com estirpes de *Bradyrhizobium japonicum* (SEMIA 5019) e foram tratadas com o fungicida thiram (70 g 100 kg⁻¹ de sementes).

Em ambos os experimentos, utilizou-se a cultivar de soja Embrapa 66, de ciclo médio de desenvolvimento, a qual foi estabelecida na densidade de 400 mil plantas ha⁻¹. No Ambiente 1, a semeadura da soja foi realizada em 27 de novembro, 1 e 5 de dezembro no experimento com guanxuma; e, em 1, 5 e 9 de dezembro para o experimento com picão-preto. No Ambiente 2, a semeadura da cultura deu-se em 17, 21 e 25 de novembro, no experimento com guanxuma; e, em 8, 12 e 16 de dezembro, para o experimento com picão-preto.

O controle de ervas gramíneas nos experimentos foi obtido com o herbicida graminicida clethodim (120 g ha⁻¹), acrescido do adjuvante Assist usado a 0,5 % volume/volume. Os insetos-praga foram controlados com produtos inseticidas recomendados, de modo que seu dano não prejudicasse o desenvolvimento da cultura (Reunião..., 2001). Durante a condução dos experimentos foram realizadas suplementações hídricas por meio de irrigações por aspersão, a fim de se garantir adequado desenvolvimento à cultura. As suplementações eram realizadas quando os períodos de ausência de precipitação pluvial superavam 10 dias. Em cada irrigação eram fornecidos 20 mm de água, aproximadamente.

As avaliações das densidades de picão-preto ocorreram 20 dias após a emergência (DAE) da soja, em área de 1,0 m² por parcela, dividida em dois locais de cada unidade experimental.

O rendimento de grãos da soja foi determinado em área de 3,0 m² (1,2 m x 2,5 m), englobando as três fileiras centrais das parcelas. Por ocasião da pesagem dos grãos foi determinada sua umidade e, posteriormente, os pesos obtidos foram uniformizados para 13 % de umidade. Aos dados de rendimento foram calculadas as

perdas percentuais em relação às parcelas mantidas livres de ervas, conforme foi descrito na Equação 2.1 (página 14).

Aos dados de porcentagens de perda de rendimento de grãos foi ajustado o modelo de regressão não linear da hipérbole retangular, proposto por Cousens (1985):

$$P_r = (i \cdot X) / (1 + (i/a) \cdot X) \quad (\text{Equação 7.1});$$

onde: P_r = perda de rendimento (%); X = densidade de plantas; i = porcentagem de perda de rendimento por unidade de erva quando sua densidade se aproxima de zero; a = porcentagem de perda de rendimento quando a densidade de ervas tende ao infinito.

O ajuste do modelo aos dados foi realizado usando-se o procedimento Proc Nlin do programa computacional SAS (SAS, 1989). Para este procedimento, utilizou-se o método de Gauss-Newton, o qual, por sucessivas iterações, estima os valores dos parâmetros nos quais a soma dos quadrados dos desvios das observações em relação aos valores ajustados é mínima (Ratkowsky, 1983).

Os níveis de dano econômico foram calculados com base na Equação 7.2, proposta por Lindquist & Kropff (1996):

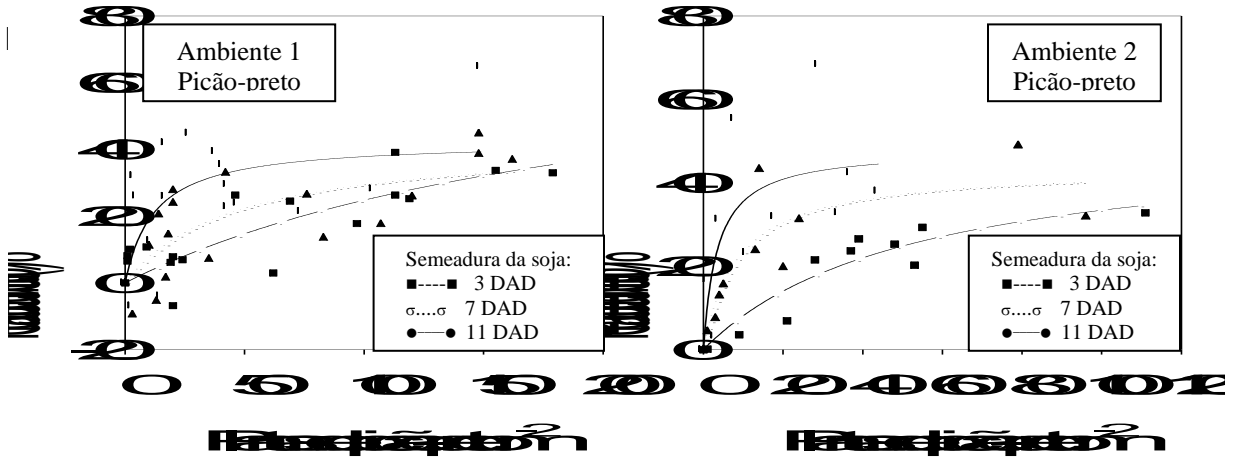
$$NDE = C / (R \cdot P \cdot (i/100) \cdot E) \quad (\text{Equação 7.2});$$

onde: NDE = nível de dano econômico (plantas m^{-2}); C = custo do controle (custos do herbicida e da aplicação, em dólares ha^{-1}); R = rendimento de grãos de soja ($kg ha^{-1}$); P = preço da soja (dólares kg^{-1} de grãos); i = porcentagem de perda de rendimento da soja por unidade de erva quando sua densidade se aproxima de zero, obtido pela Equação 7.1; e , E = nível de eficiência do herbicida (%).

No cálculo do NDE foram introduzidos alguns cenários relacionados aos fatores C, R, P e E da Equação 7.2. Para o fator C, considerou-se como faixa de custo do controle 20 a 40 dólares ha^{-1} , com base no preço médio pago pelo produtor nos últimos 5 anos para herbicidas recomendados para o controle de ervas dicotiledôneas na cultura da soja, acrescido do custo de aplicação dos mesmos. Os rendimentos de grãos da soja utilizados no cálculo do NDE foram 1500, 2500 e 3500 kg ha^{-1} , estabelecidos segundo níveis diferenciados de potencial de produtividade derivados de situações de baixa, média e alta tecnologias, respectivamente. Como referencial, o rendimento médio obtidos nos últimos 10 anos no Estado do Rio Grande do Sul foi 1770 kg ha^{-1} . Para o fator P, foi utilizada faixa de valores da soja entre 17,00 e 20,00 dólares 100 kg^{-1} de grãos, tendo em vista que, nos últimos 10 anos, os preços médios recebidos pelos produtores, nos meses de menor e maior valores, foram 17,60 e 19,60 dólares 100 kg^{-1} , respectivamente. Os valores para eficiência do herbicida (E) foram selecionados na faixa de 80 a 100 % de controle. Em geral, considera-se que um herbicida é eficiente no controle de uma espécie daninha quando superar o nível de 80 % em sua eliminação (Reunião..., 2001).

7.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O impacto da interferência de picão-preto e de guanxuma no rendimento de grãos de soja pode ser visualizado na Figura 18. Para picão-preto, em ambos os ambientes, as perdas de produtividade causadas pela presença dessa erva foram menos intensas quanto mais próximo à dessecação da cobertura vegetal foi realizada a semeadura da soja. Esse comportamento é reforçado pelas estimativas

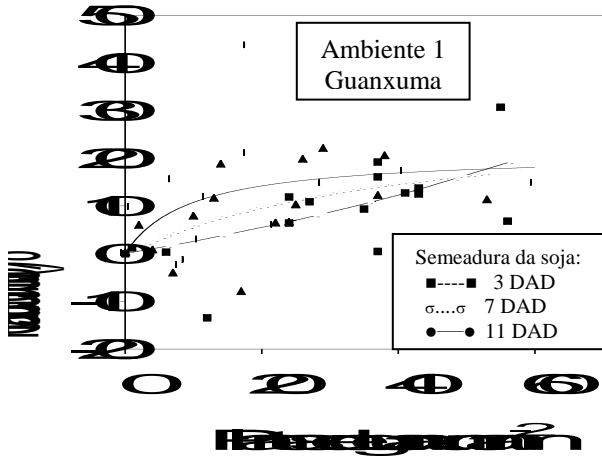


Ambiente 1 – Picão-preto

- $P_r = (0,36*X)/(1 + ((0,36/78)*X)); R^2 = 0,65$
- σ...σ $P_r = (0,94*X)/(1 + ((0,94/43)*X)); R^2 = 0,56$
- $P_r = (3,43*X)/(1 + ((3,43/42)*X)); R^2 = 0,59$

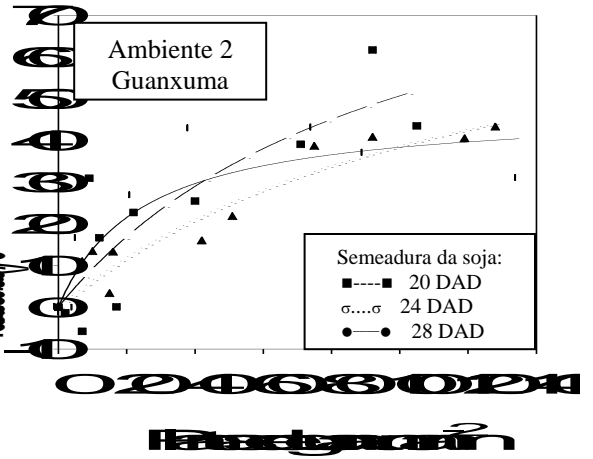
Ambiente 2 – Picão-preto

- $P_r = (0,96*X)/(1 + ((0,96/51)*X)); R^2 = 0,89$
- σ...σ $P_r = (5,02*X)/(1 + ((5,02/44)*X)); R^2 = 0,77$
- $P_r = (13,5*X)/(1 + ((13,5/48)*X)); R^2 = 0,53$



Ambiente 1 – Guanxuma

- $P_r = (0,24*X)/(1 + ((0,24/11)*X)); R^2 = 0,45$
- σ...σ $P_r = (0,73*X)/(1 + ((0,73/29)*X)); R^2 = 0,32$
- $P_r = (2,20*X)/(1 + ((2,20/21)*X)); R^2 = 0,16$



Ambiente 2 - Guanxuma

- $P_r = (1,01*X)/(1 + ((1,01/101)*X)); R^2 = 0,74$
- σ...σ $P_r = (0,69*X)/(1 + ((0,69/87)*X)); R^2 = 0,91$
- $P_r = (1,96*X)/(1 + ((1,96/48)*X)); R^2 = 0,76$

obtidas para o parâmetro “i”, os quais foram 0,36; 0,94 e 3,43 no Ambiente 1 e 0,96; 5,05; e 13,5 no Ambiente 2, para as sementeiras de 3, 7 e 11 DAD, respectivamente. Para guanxuma, os valores estimados para o parâmetro “i” foram 0,24; 0,73 e 2,2 nas respectivas sementeiras de 3, 7 e 11 DAD no Ambiente 1, e de 1,01; 0,69 e 1,96 nas sementeiras efetuadas 20, 24 e 28 DAD no Ambiente 2.

As estimativas do parâmetro “i” foram, em média, 3,5 vezes maiores para picão-preto no Ambiente 2, em comparação ao Ambiente 1; enquanto, as estimativas para picão superaram, em média, em 1,5 vez os obtidos para guanxuma. As diferenças verificadas nas estimativas do parâmetro “i” indicam graus variáveis de interferência causada por unidade de erva. Entre espécies, as estimativas geralmente superiores do parâmetro “i” obtidos para picão-preto, especialmente na última época de sementeira, indicam que a presença dessa erva causa maior interferência na soja do que guanxuma, ou seja, picão-preto é mais competitivo com a soja do que guanxuma. Entre os ambientes, as maiores estimativas de “i” obtidas no Ambiente 2 indicam que houve maior grau de interferência nesta situação. Em relação às épocas de sementeira, constata-se que elas influenciaram decisivamente a resposta da soja ao incremento na densidade de guanxuma, mas, principalmente, na de picão-preto (Figura 18). A menor intensidade das perdas de rendimento em sementeiras realizadas mais próximo à dessecação deveram-se às condições mais vantajosas de desenvolvimento adquiridas pela cultura em relação às ervas. Sabe-se que as plantas que se estabelecem antecipadamente na área apresentam vantagem competitiva em relação àquelas que se estabelecem posteriormente (Paolini et al., 1998).

Os valores de NDE calculados para infestações de picão-preto e guaxuma em soja sofreram variações por influência da época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal, potencial de rendimento de grãos e preço obtido, eficiência do tratamento herbicida e custo do controle (Figuras 19 a 22). De forma geral, para picão-preto no Ambiente 1, o NDE variou de 1 a 33 plantas m^{-2} (Figura 19), e no Ambiente 2, de 0,4 a 12 plantas m^{-2} (Figura 20). No Ambiente 2, os NDE para picão-preto situaram-se, aproximadamente, em valores 2,7 vezes menores. Chama-se atenção também que, para essa erva no Ambiente 1, os valores de NDE nas semeaduras realizadas 7 e 11 DAD foram equivalentes aos constatados nas semeaduras dos 3 DAD e 7 DAD no Ambiente 2, respectivamente. Para guaxuma, os valores de NDE variaram de 2 a 50 plantas m^{-2} no Ambiente 1 (Figura 21), e de 2 a 17 plantas m^{-2} no Ambiente 2 (Figura 22).

As variações observadas entre os ambientes podem estar associadas às diferenças inerentes às condições de cada um, que permitiram à soja exercer maior estresse sobre as ervas no Ambiente 1, tanto para picão-preto quanto para guaxuma. Ou, ao contrário, as ervas tiveram seu desenvolvimento e força competitiva favorecidos no Ambiente 2. Acrescente-se que, para picão-preto no Ambiente 1, quando a soja foi semeada aos 3 DAD, as plantas da erva apresentavam desenvolvimento inferior ao verificado na semeadura realizada na mesma época no Ambiente 2. Esse fato pode explicar a similaridade nos NDE entre semeaduras de 7 e 11 DAD no Ambiente 1 e de 3 e 7 DAD no Ambiente 2. Para guaxuma, os diferentes intervalos estabelecidos entre dessecação da cobertura e semeadura da soja entre os ambientes também influenciaram nas diferenças constatadas nos NDE.

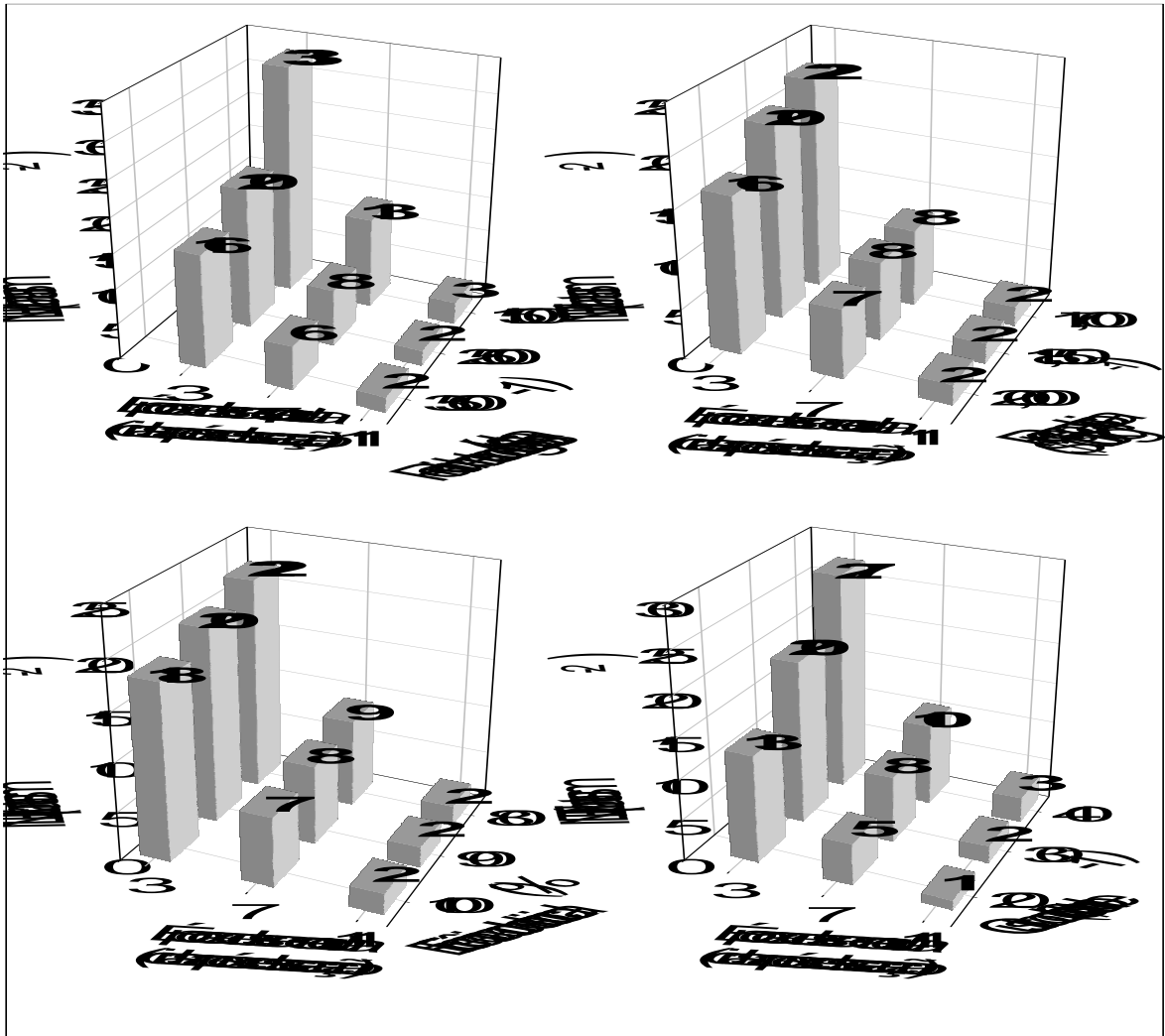


Figura 19 - Nível de dano econômico (NDE) de picão-preto em soja em função da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, rendimento de grãos e preço da soja e eficiência e custo do controle químico da erva, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1).

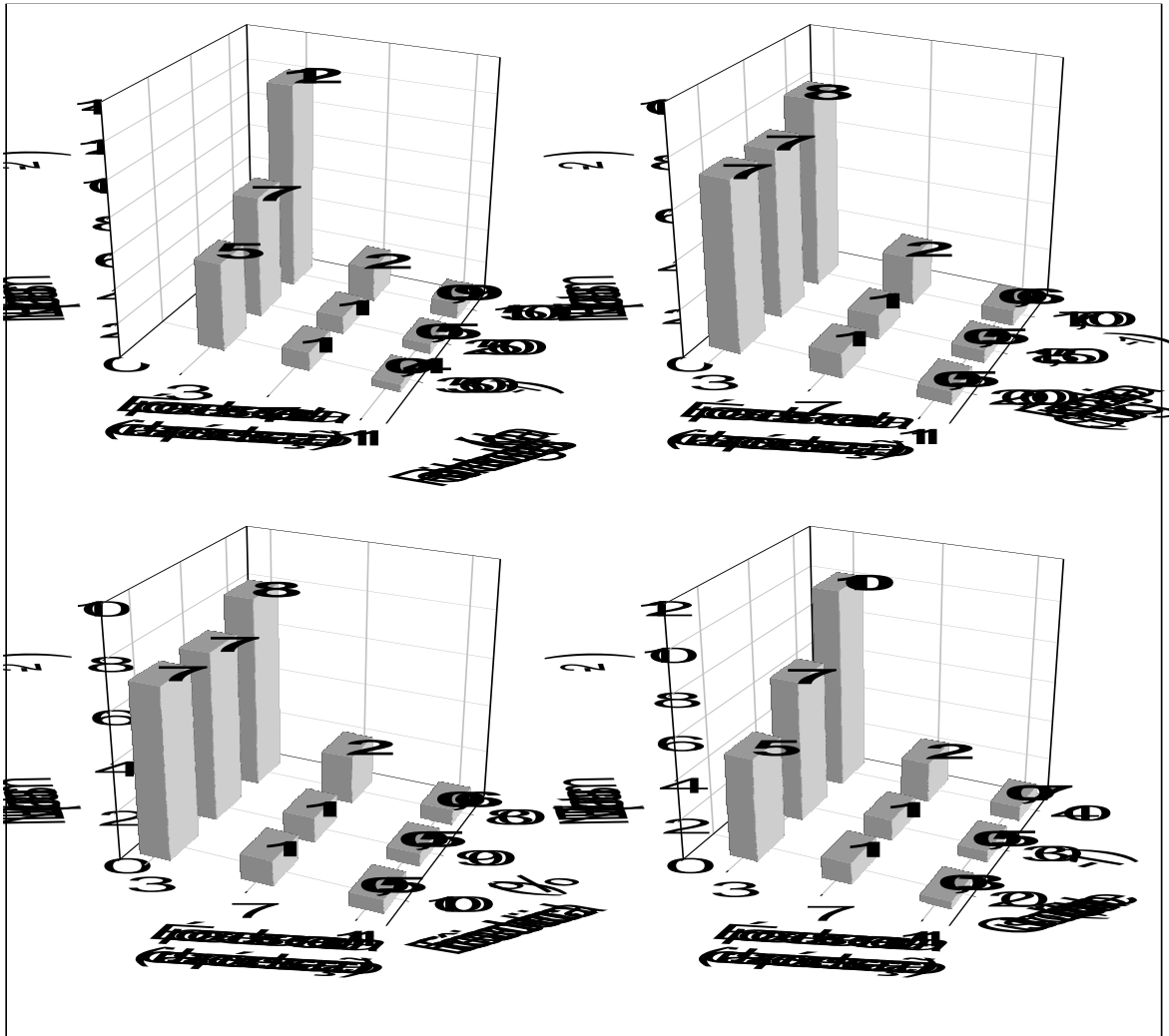


Figura 20 - Nível de dano econômico (NDE) de picão-preto em soja em função da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, rendimento de grãos e preço da soja e eficiência e custo do controle químico da erva, Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).

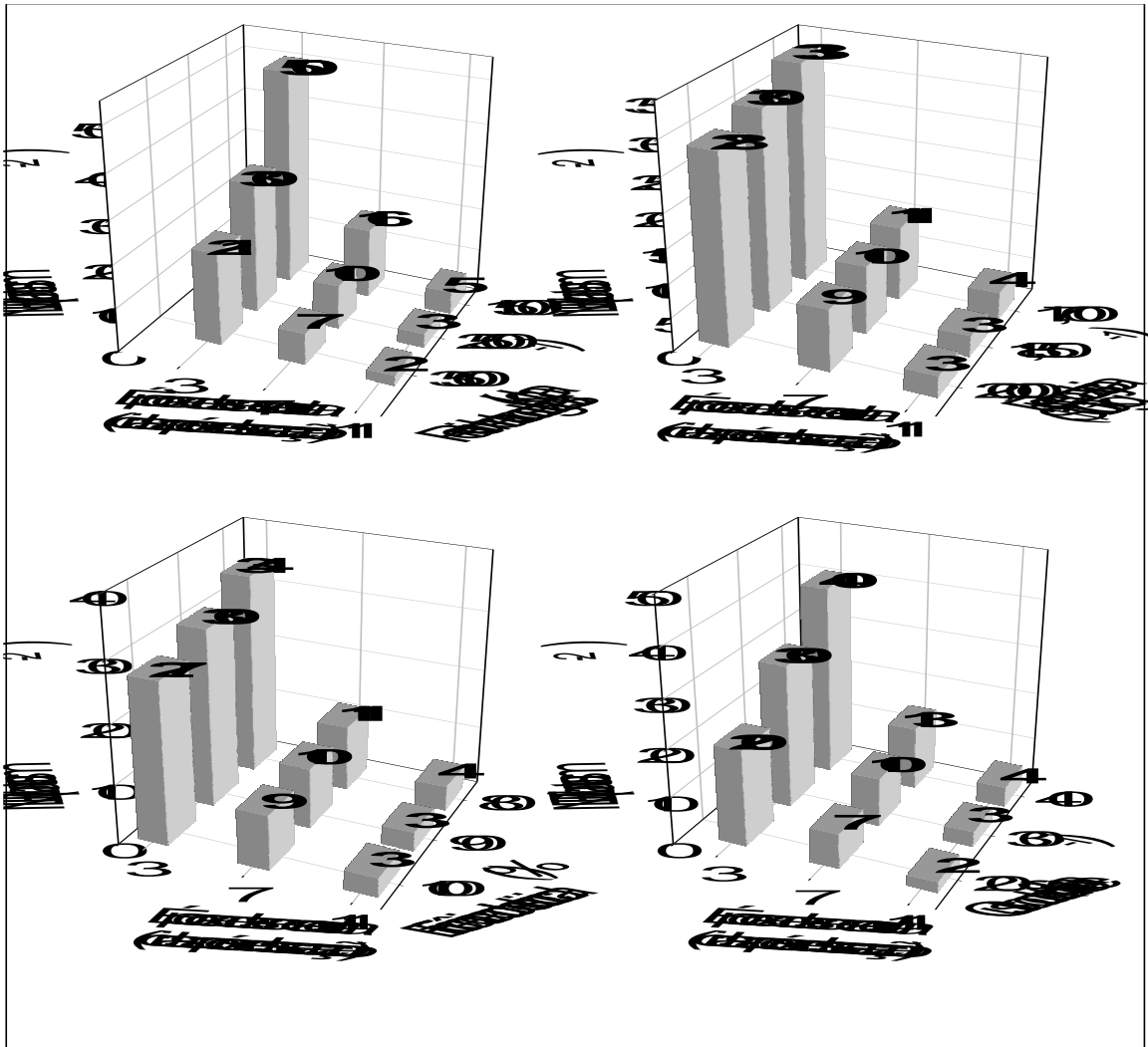


Figura 21 - Nível de dano econômico (NDE) de guaxuma em soja em função da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, rendimento de grãos e preço da soja e eficiência e custo do controle químico da erva, Passo Fundo - RS, 1998/99 (Ambiente 1).

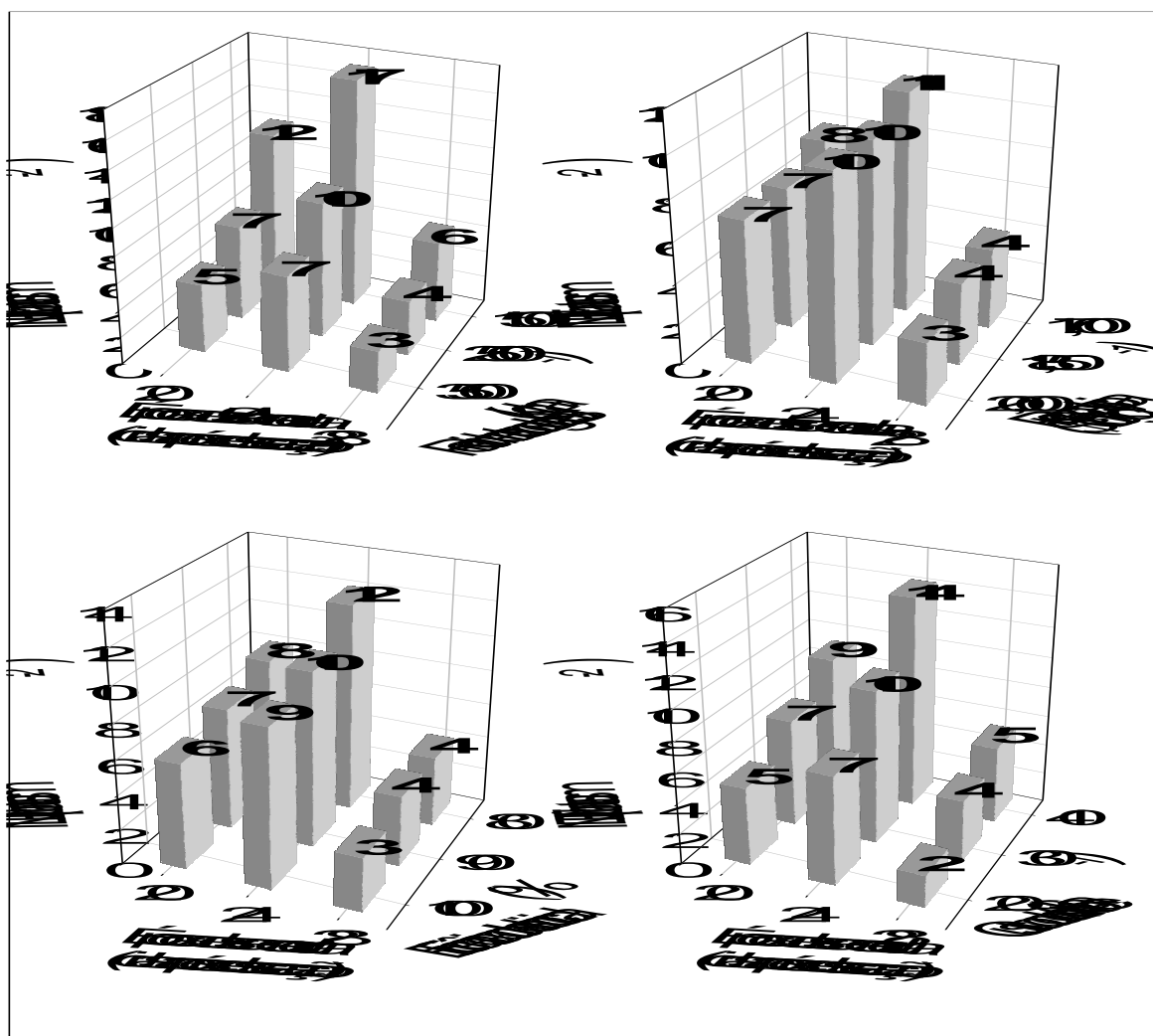


Figura 22 - Nível de dano econômico (NDE) de guxuma em soja em função da época de semeadura da soja após dessecação da cobertura vegetal, rendimento de grãos e preço da soja e eficiência e custo do controle químico da erva, Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).

Em relação ao efeito de épocas de semeadura da soja nos NDE de picão-preto nos dois ambientes, e de guanxuma no Ambiente 1, constata-se que, à medida em que se atrasou a semeadura em relação à dessecação da cobertura vegetal, diminuíram os valores de NDE, o que é explicado pelo efeito desse fator na função dano das ervas, caracterizado pelas alterações verificadas nas estimativas do parâmetro “i” (Figura 18). Para guanxuma, no Ambiente 2, o período mais longo entre dessecação da cobertura e semeadura da soja confundiu um tanto o efeito de épocas de semeadura, em que os NDE foram maiores na semeadura de 24 DAD do que de 20 DAD; porém, eles diminuíram acentuadamente na semeadura efetuada 28 DAD (Figura 22). Os NDE para guanxuma no Ambiente 2 em geral aumentaram em até 50 % da semeadura aos 20 para 24 DAD, mas reduziram em até 100 % da semeadura de 20 para 28 DAD. Apesar desses resultados contraditórios, mantém-se a tendência de que o número de dias entre o manejo da cobertura vegetal e a semeadura da soja influencia decisivamente na intensidade de interferência cultura-ervas.

Diferentes estudos demonstraram que a inclusão da época relativa de emergência das ervas em modelos de previsão melhora a habilidade interpretativa da tomada de decisão para controle de ervas (Berti et al., 1996; Bosnic & Swanton, 1997a). Para Dieleman et al. (1996), a época de emergência de *Amaranthus* spp. mostrou função importante na análise econômica através da influência que teve sobre a função dano. O atraso na emergência desta erva em relação à soja, aumentou o nível de dano da densidade da erva. Desta forma, a época relativa de emergência é uma variável crítica a se incorporar na função dano para definir com precisão o nível populacional da erva a ser controlada.

A variação na época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal fez com que fossem bastante modificadas as decisões de controle das ervas. Em semeadura de soja mais próximo à dessecação, plantas de picão-preto ou de guanxuma foram menos competitivas e causaram menor perda de rendimento (Figura 18); deste modo, as regras de decisão para seu controle, derivadas sem considerar esse fator, super-avaliariam a utilização de herbicida requerido para controle, conduzindo ao uso exagerado de produto químico. Assim, o intervalo entre dessecação da cobertura vegetal e semeadura da soja constitui-se em fator crítico e desempenha papel primordial na análise econômica do controle devido sua influência sobre a função dano da erva.

Além da época de emergência da erva em relação à cultura, o potencial de rendimento da cultura e o preço a ser recebido pelo produto colhido também influenciaram no NDE (Figuras 19 a 22). Constata-se que, à medida em que se aumentou o potencial de rendimento da soja e o preço a ser recebido pelo produto, diminuíram os NDE, principalmente para semeaduras realizadas próximo à dessecação da cobertura vegetal. A análise desses resultados permite afirmar que, em áreas manejadas para elevado potencial produtivo de soja, torna-se economicamente compensador tratar populações menores de ervas, diferentemente do que se verifica para o caso de baixo potencial de produtividade. Comportamento semelhante se observa quando o preço a ser recebido pelo produto colhido for maior.

O rendimento da cultura pode variar consideravelmente, dependendo das condições de solo e de clima e das práticas de manejo da lavoura, enquanto o preço da soja também oscila de acordo com o suprimento e a demanda. Estes fatores influenciam o NDE e determinam se o controle de ervas é econômico ou não.

Geralmente, quanto maiores forem o rendimento da cultura e o preço obtido, diminuem os NDE, favorecendo o controle, enquanto rendimento e preço baixos apresentam efeito oposto (Stahlman & Miller, 1990; Dieleman et al., 1996). Uma dificuldade em se usar a abordagem de NDE é que um produtor, ao confrontar-se com a decisão de manejo, não conhece antecipadamente qual será o rendimento da cultura livre de ervas, mas apenas poderá estimá-lo com base no histórico da lavoura e na meta de rendimento para a qual a cultura é manejada.

A eficiência do herbicida também influenciou nos NDE, de modo que, ao se manter os demais fatores fixos, à medida em que aumenta a eficiência do tratamento, diminuem os NDE (Figuras 19 a 22). Isso significa que, quanto menor for a eficiência herbicida, maior será a população de ervas necessária para justificar economicamente sua aplicação. Diante disso, a seleção da opção correta de controle é fundamental para aumentar a economicidade do tratamento. A escolha de uma alternativa herbicida que mostre menor eficiência, ou mesmo de aplicações que gerem menor eficiência, indicam ser necessárias populações de ervas mais elevadas para justificar um controle econômico. Ao considerarem fatores dessa ordem, Berti & Zanin (1997) salientam que a seleção da melhor opção de controle de ervas pode melhorar ao se usar sistemas de suporte de decisão que considerem os efeitos dos diferentes fatores que afetam a eficácia herbicida (espécie daninha, estágio de crescimento e condições do ambiente) e os aspectos econômicos relativos aos tratamentos.

As alterações no custo do controle, que leva em conta o preço do herbicida e o custo da sua aplicação, também influenciaram os valores de NDE (Figuras 19 a 22). Maiores valores de NDE foram identificados em situações de custo de controle

mais elevado, constando-se que a utilização de alternativas de controle mais dispendioso somente se justificaria economicamente para infestações mais altas de ervas.

A integração dos efeitos da eficiência do herbicida e do custo do controle pode ser obtida através da análise de trabalhos com doses herbicidas (Dieleman et al., 1996). As doses recomendadas dos herbicidas usualmente são definidas visando alcançar grau de controle eficiente sob uma ampla variação de condições de ambiente e de manejo (Devlin et al., 1991). Algumas vezes, com um adequado manejo e/ou sob certas condições ambientais, as doses herbicidas podem ser consideravelmente reduzidas e, ainda assim, controlar com eficiência as ervas (Devlin et al., 1991; Klingaman et al., 1992). Neste sentido, Dieleman et al. (1996) enfatizam que, dependendo do nível desejado de controle de ervas, poderia ser escolhido um herbicida que eliminasse totalmente as ervas (usando a dose recomendada ou biologicamente eficaz), ou um que simplesmente reduzisse o crescimento das ervas e, desta forma, neutralizasse sua interferência na cultura (dose ótima). Ao compararem a dose recomendada com a dose ótima, tanto Dieleman et al. (1996) quanto Bosnic & Swanton (1997a) constataram que doses economicamente ótimas foram muito menores do que as doses registradas em rótulo. Para os autores, doses economicamente ótimas asseguram maximização do lucro e reduzem a quantidade de herbicida aplicada no ambiente. Porém, por outro lado, a utilização de doses reduzidas pode acabar selecionando populações de ervas resistentes a herbicidas (Czapar et al., 1997).

Na estimativa de NDE na presente pesquisa, para as duas primeiras épocas de semeadura da soja constatou-se que a variação dos valores estimados foi afetada

geralmente pela seguinte ordem decrescente de contribuição dos fatores envolvidos: época de semeadura da soja pós-dessecação da cobertura > ambientes dos estudos > potencial de rendimento da soja \cong custo de controle de ervas > eficiência do tratamento herbicida > preço obtido pela soja. Desse modo, pode-se afirmar que os quatro primeiros fatores desempenham uma contribuição muito importante na definição dos níveis de dano, enquanto os dois últimos mostram participação bastante restrita em alterar seus valores. Novamente, constata-se que a época de semeadura de soja pós-dessecação da cobertura foi o fator mais decisivo e relevante em afetar as relações de estimativa dos NDE.

Diante dos resultados obtidos neste trabalho, fica claro que o NDE não representa um valor constante, mas que varia em função de diferentes fatores. Resultados de pesquisa têm colocado em dúvida o valor do NDE baseado em parâmetros estáticos de interferência para tomada de decisão no manejo de ervas (Cardina et al., 1995a). Em geral, a ampla faixa verificada nos níveis de dano resulta da grande variação obtida na função perda de rendimento e no rendimento da cultura na ausência de ervas. Assim, sem conseguir-se prever com precisão o rendimento da cultura livre de ervas, o erro das predições econômicas pode ser alto e elevados os riscos de se usar um valor fixo para NDE ao se adotar decisões para manejo de ervas. Atualmente, sabe-se que a produtividade é uma variável que apresenta ampla variação específica ao local (Jasieniuk et al., 1999; Lindquist, 2001)

Qualquer aumento nos custos do herbicida ou de sua aplicação significa acréscimos no NDE, outros fatores permanecendo constantes (Figuras 19 a 22). Neste aspecto, vale lembrar que para baixas populações de ervas, geralmente

aquelas em que se situam os NDE, as perdas de rendimento elevam-se de modo aproximadamente linear. Isso significa que, para pequenas alterações nos NDE, a possibilidade de ocorrer aumentos relevantes na perda de produtividade é bem alta. Por outro lado, aumentos no rendimento da cultura, no valor do produto colhido, na eficiência de controle das ervas ou na perda de rendimento da cultura por unidade de erva ocasionam redução no NDE, outros fatores sendo mantidos constantes. Três dos fatores envolvidos no cálculo de NDE (custo do herbicida, custo de sua aplicação e valor da cultura por unidade comercializada) podem ser estimados com relativa precisão pelos produtores. Entretanto, potencial de rendimento da cultura, perda proporcional por unidade de erva e eficácia do herbicida, são fatores mais difíceis de estimar com precisão devido à variabilidade associada com as condições do ambiente, conjunto de espécies daninhas, tamanho das ervas presentes e efeitos dos sistemas de cultivo sobre elas (Coble & Mortensen, 1992; McDonald & Riha, 1999; Pester et al., 2000).

Por outro lado, deve ser lembrado que os NDE refletem apenas o dano direto causado pela erva e não incorporam prejuízos potenciais subseqüentes causados por sua produção de sementes. Utilizando-se as estimativas do parâmetro “g” da Equação 6.1 (Capítulo 6, página 107), expressos na Figura 12 (página 109), em substituição ao parâmetro “i” da Equação 7.2 usada no cálculo do NDE, estimou-se valores aproximados de NDE ótimo (NDEO), o qual considera o impacto da produção de sementes pelas ervas mantidas nas áreas (Massinga et al., 2001). Fixando-se o rendimento de grãos de soja em 2500 kg ha^{-1} , o NDEO para picão-preto no Ambiente 1 variou de 0,2 a 2 plantas m^{-2} , nas diferentes épocas de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal; já, no Ambiente 2, variou de 1 a 4 plantas m^{-2}

(Figura 23). Para guanxuma no Ambiente 2, o NDEO variou de 1 a 6 plantas m^{-2} . Para essa erva, não foi possível calcular o NDEO no Ambiente 1, pois não se obteve relação entre produção de sementes e densidade de guanxuma (Figura 12, página 109). Os valores de NDEO para picão-preto foram aproximadamente 9 e 1,5 vezes menores do que os NDE para os Ambientes 1 e 2, respectivamente. Para guanxuma no Ambiente 2, o NDEO foi aproximadamente 2,6 vezes menor que o NDE.

Os valores de NDEO calculados nesse trabalho, para as ervas estudadas, embora sigam tendência similar aos ressaltados na bibliografia para outras espécies (Bauer & Mortensen, 1992), devem ser considerados com ressalvas, uma vez que não se considerou a dinâmica das sementes no solo, pois taxa de germinação, longevidade, dormência e predação de sementes são características fundamentais que podem modificar acentuadamente a estimativa de populações futuras de ervas (Sattin et al., 1992).

Não controlar uma população de ervas que se situe próximo do nível de dano pode definir se ou não será excedido um nível de dano em anos subsequentes (Bauer & Mortensen, 1992; Jones & Medd, 2000). Por isso, o impacto de populações de ervas, mesmo abaixo do nível de dano, sobre o banco de sementes no solo tem sido objeto de muita preocupação. Foi demonstrado que o NDE é consideravelmente menor quando são levados em consideração os efeitos das ervas sobre as culturas em mais do que uma estação (Black & Dyson, 1997).

Por definição, os NDE quantificam as perdas das culturas apenas na estação corrente de crescimento, sendo calculados somente na base de um único ano (Bauer & Mortensen, 1992; Sartorato et al., 1996). Portanto, eles não incluem o fator associado com possíveis aumentos no banco de sementes sobre a lucratividade de

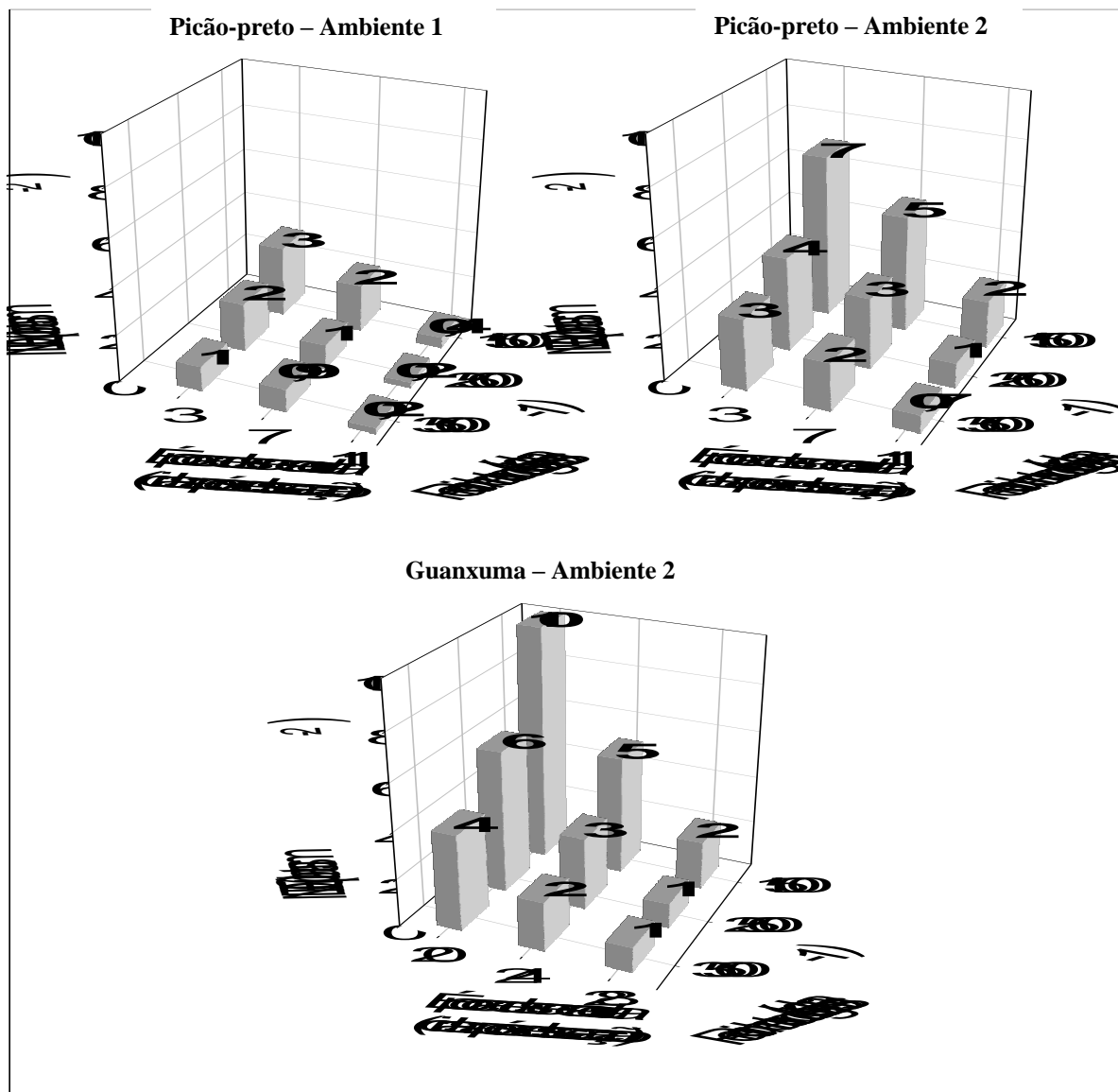


Figura 23 - Nível de dano econômico ótimo (NDEO) de picão-preto e guanxuma em soja em função da época de semeadura da cultura após dessecação da cobertura vegetal e do potencial de rendimento de grãos da soja, Passo Fundo, 1998/99 (Ambiente 1) e Eldorado do Sul - RS, 1999/00 (Ambiente 2).

longo prazo das decisões de manejo das plantas daninhas. Quando se considera uma sucessão de culturas na mesma lavoura, os efeitos da transferência da decisão atual de controle também necessitam ser considerados para o futuro (Sartorato et al.,

1996). Embora os NDE reflitam apenas o dano direto causado pela erva e não o dano potencial subsequente causado pela sua produção de sementes, se tal conceito deva ser empregado lucrativamente no manejo de populações de ervas, também é necessário considerar-se a dinâmica da sua população, especialmente para ervas que produzam número elevado de sementes (Sattin et al., 1992). Conseqüentemente, um dilema em usar NDE como estratégia de manejo refere-se à importância das sementes dispersas pelas ervas quando presentes em densidades de sub-níveis de dano.

Outro aspecto que dificulta a adoção do conceito de NDE no manejo de ervas associa-se às expectativas dos produtores em relação ao controle das ervas, os quais geralmente consideram aceitável somente controle entre 90 e 100 % (Czapar et al., 1997). Segundo os autores, embora baixos níveis de competição por plantas daninhas possam não afetar significativamente os rendimentos finais, a possibilidade de ocorrerem atrasos no momento da colheita e riscos de se verificarem problemas com o próprio equipamento de colheita, são fatores importantes considerados pelos produtores para não adotarem o conceito na prática.

As dificuldades e as restrições inerentes à utilização do NDE como ferramenta para manejo de ervas devem servir como um alerta, de modo que sua adoção somente se torna viável em situações de lavouras que integrem outras práticas de manejo de ervas, que possam minimizar os possíveis efeitos negativos das populações de ervas não controladas, como utilização de rotação de culturas, arranjo adequado de plantas, uso de cultivares mais competitivas e aplicação de doses eficientes de herbicidas. Diante disso, as dificuldades atualmente encontradas na adoção da abordagem de NDE devem servir como desafio à pesquisa para que

se possam desenvolver e otimizar sistemas de manejo de plantas daninhas que apontem para o uso mais racional e econômico de medidas químicas de controle comumente utilizadas com pouco ou nenhum critério técnico.

7.5. CONCLUSÕES

Diferenças nas relações de interferência de picão-preto e de guanxuma com soja indicam que a decisão para controle de guanxuma possa ser tomada em NDE superior em relação ao picão-preto.

O atraso na semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal aumenta os graus de interferência exercidos por picão-preto e guanxuma e as perdas de rendimento de grãos ocasionadas à cultura, mas limita a variação no NDE dessas ervas.

Cenários que prevejam elevados potencial produtivo de soja e preço pelo produto colhido, tornam economicamente viável controlar infestações menores de picão-preto e guanxuma do que cenários restritivos.

A eficiência do herbicida interfere nos valores de NDE, em que alto grau de controle reduz o número de plantas de picão-preto e guanxuma necessário para justificar um tratamento econômico.

Condição de custo elevado do tratamento de controle ao picão-preto e à guanxuma, justifica a utilização dessa medida em maiores infestações de ervas.

8. DISCUSSÃO GERAL

As relações de interferência entre a cultura da soja e as espécies daninhas picão-preto e guanxuma foram investigadas em diferentes ambientes, tanto em campo quanto em bioensaios. Nestes trabalhos, foram estimados os efeitos de dano de picão-preto e guanxuma causados à soja levando-se em conta apenas os resultados de interferência e não as causas e mecanismos envolvidos no processo em si.

Nas diferentes situações investigadas, o grau de interferência causado em soja pela presença de picão-preto foi mais intenso do que aquele provocado por guanxuma (Figuras 1, 3 e 18, páginas 18, 24 e 132). Para exemplificar, em uma das situações avaliadas a perda máxima de produtividade da soja foi da ordem de 58 % para picão-preto e de somente 14 % para guanxuma (Figura 1). Essas diferenças na intensidade de interferência estão associadas aos padrões diferenciais de crescimento e desenvolvimento das plantas dessas espécies, visto que, na ausência da soja e na mesma época de avaliação, a massa seca de um indivíduo de picão-preto foi cerca de 1,7 vezes superior a de um de guanxuma (dados não mostrados). Na presença da soja, essas diferenças foram alteradas pelo efeito competitivo proporcionado pela cultura no crescimento das ervas (Figura 4, página 26).

O conhecimento da habilidade competitiva potencial de cada espécie daninha possibilita o estabelecimento de índices de competição que poderão ser

úteis para definir níveis de dano de ervas sobre as culturas. Neste contexto, Berti & Zanin (1994) afirmam que, uma vez conhecidos os parâmetros que reflitam a competição das espécies, é possível calcular estes níveis e classificar as diferentes espécies de acordo com sua intensidade de competição. Dentre os parâmetros que podem ser utilizados com tal finalidade destacam-se “i” e “q”. Na Figura 1, percebe-se que o valor do parâmetro “i” para picão-preto superou em cerca de 2,7 vezes o de guanxuma. Contudo, os valores de “i” obtidos tanto para picão quanto para guanxuma são inferiores aos relatados para *Xanthium strumarium* L. (12 a 61) em soja (Weaver, 1991).

Além das diferenças observadas entre as espécies estudadas, os experimentos conduzidos em microparcelsas (Figuras 3 e 4, páginas 24 e 26), mostraram que os graus de interferência exercidos por picão-preto e guanxuma variam com a densidade populacional em que essas ocorrem; ademais, que o grau de interferência é fortemente influenciado pela época relativa de emergência das ervas. De forma geral, verificou-se para ambas as espécies de ervas que, com o atraso em suas emergências em relação à cultura, ocorreram efeitos relativamente menos intensos de altas infestações sobre a cultura.

O efeito da época de emergência das ervas em relação à cultura é amplamente discutido na bibliografia (O’Donovan et al., 1985; Cousens et al., 1987; Chikoye et al., 1995; Bosnic & Swanton, 1997b; Knezevic et al., 1997; Esbenshade et al., 2001). Nesses trabalhos, foi relatado que espécies que emergem mais cedo ganham vantagem sobre as que emergem mais tarde e tornam-se melhores competidoras por recursos do ambiente. Para Rees et al. (2001), emergência rápida, associada à capacidade de dispersão, rápido crescimento e maturação precoce são estratégias adotadas por plantas daninhas

que lhes permitem explorar mais rapidamente os espaços existentes na comunidade.

Os resultados relacionados aos efeitos da época relativa de emergência cultura-ervas permitem adotar estratégias que possibilitem à soja se estabelecer antes das ervas, o que trará grandes benefícios à cultura, diminuindo as perdas de rendimento causadas tanto por picão-preto quanto por guanxuma. Uma das estratégias investigadas foi a época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal, em que se observou que, à medida em que a cultura foi semeada mais próximo à dessecação, as perdas em rendimento de grãos causadas pela presença de picão-preto e guanxuma foram substancialmente menores (Figuras 7, 8 e 18, páginas 62, 66 e 132).

Os resultados decorrentes da interferência entre picão-preto e guanxuma com a soja foram analisadas mediante o uso dos modelos derivados da hipérbole retangular, os quais foram propostos por Cousens (1985), página 14, Cousens et al. (1987), página 59, Kropff & Spitters (1991), página 83, e Lotz et al. (1996), página 83. Esses modelos, denominados empíricos, relacionam as perdas de produtividade da soja às presenças de infestações de picão-preto ou guanxuma, expressas como densidade das ervas, como densidade das ervas e época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal, como características morfológicas das ervas e como características folhares relativas das ervas e da cultura.

O modelo da hipérbole, proposto por Cousens (1985), em geral ajustou satisfatoriamente os dados (Figuras 1 e 18, páginas 18 e 132). Ao se analisar o ajuste propiciado pelo modelo da hipérbole sob o ponto de vista biológico, percebem-se duas situações distintas: na primeira, em baixas densidades das

ervas, o efeito do incremento unitário na densidade é aditivo. Isso ocorre porque nesta situação as áreas de influência de ervas individuais não chegam a se sobrepor. Na segunda situação, em altas densidades, o efeito de competição decorrente de cada unidade adicional de erva à cultura diminui gradativamente. Isso ocorre porque as áreas de influência entre espécies começam a se sobrepor precocemente e, como consequência desse aumento na intensidade da competição intraespecífica, as perdas relativas no rendimento tendem a se estabilizar em altas populações de ervas. Dessa forma, através deste modelo cada unidade de erva que é adicionada na carga competitiva global causa perdas de rendimento proporcionalmente maiores em baixas do que em altas densidades de plantas.

Apesar do ajuste propiciado, o modelo de Cousens (1985) apresenta como restrição limitada capacidade preditiva, como ficou caracterizado pela falta de associação entre perdas de rendimento de grãos observadas e estimadas em função das densidades das espécies de ervas estudadas (Figura 2, página 23). Dentre prováveis causas da reduzida habilidade preditiva do modelo, destacam-se as variações verificadas no rendimento de grãos de soja na ausência de ervas e a emergência das ervas em fluxos. No entanto, essas variações são inerentes à utilização dos modelos empíricos.

Nos experimentos em que se avaliou o efeito de épocas de semeadura da soja, o rendimento médio de grãos na ausência de ervas variou de 2300 a 2700 kg ha⁻¹ no Ambiente 1 e de 2700 a 2900 kg ha⁻¹ no Ambiente 2. A análise conjunta do rendimento obtido na ausência de ervas (análise não mostrada) indicou potencial de produtividade equivalente em cada ambiente, independente da variação nas épocas de semeadura da soja. No entanto, ocorreram diferenças no

potencial de produtividade da soja entre os ambientes. Essas diferenças influenciaram as comparações dos parâmetros “i” e “a” entre ambientes (Tabela 7, página 63), a exemplo do que relataram Jasieniuk et al. (1999). Para esses autores, as diferenças no rendimento de trigo na ausência de ervas podem justificar variações nas perdas de produtividade causadas pela presença de ervas, mesmo quando os parâmetros do modelo foram estatisticamente iguais.

Uma tentativa para integrar diferenças de potencial de rendimento, observadas na condição de ausência de ervas, foi utilizar variáveis dependentes alternativas nas estimativas dos efeitos provocados pelas ervas (Tabela 1, página 21). Porém, tanto o uso da massa seca de plantas de soja no florescimento quanto o rendimento biológico aparente propiciaram ajustes até inferiores aos observados quando as perdas foram calculadas com base no rendimento de grãos.

A inclusão no modelo predictor de variáveis explicativas baseadas em características morfológicas das ervas contemplou satisfatoriamente as diferenças inerentes às épocas de emergência das ervas (Tabela 3, página 40). Dentre as características morfológicas avaliadas, área folhar e densidade de folhas possibilitaram melhor ajuste dos dados do que a utilização de densidade ou massa seca de ervas, especialmente quando a semeadura da soja foi realizada mais próximo à dessecação da cobertura vegetal (Tabela 2, página 39). Resultados semelhantes foram referidos por outros autores (Kropff & Spitters, 1991; Vitta & Fernandez Quintanilla, 1996).

O uso da cobertura folhar das ervas como variável explicativa mostrou-se pouco promissora na estimativa das perdas de rendimento de soja (Tabela 2). Parte do baixo ajuste observado provavelmente se deveu à dificuldade de se

fazer uma estimativa precisa de cobertura nos estádios iniciais de desenvolvimento das ervas, ocasião em que as plantas apresentam número reduzido de folhas. Além disso, ao se considerar somente características morfológicas da erva não se está integrando possíveis efeitos decorrentes das relações entre ervas e cultura, visto que a interferência ainda não se manifestara. Esse aspecto fica bem caracterizado quando se comparam os ajustes propiciados pela cobertura folhar das ervas, avaliada no florescimento da soja, e as perdas de rendimento que provocou. Assim, o uso da cobertura folhar das ervas justificaria-se em avaliações mais tardias, quando suas plantas apresentassem maior desenvolvimento. Porém, sob o ponto de vista prático, tais estimativas seriam pouco úteis, haja vista que as decisões de controle devem ser tomadas nos estádios iniciais de desenvolvimento, quando os herbicidas as controlam mais eficientemente e os efeitos da interferência ainda não ocorreram. Outra alternativa seria usar valores de proporções relativas de cobertura folhar das espécies, utilizando os modelos propostos por Kropff & Spitters (1991) e Lotz et al. (1996), conforme foi apresentado no Capítulo IV (página 72).

Ao se analisar as variáveis folhares relativas, os ajustes propiciados pelos modelos testados melhoraram consideravelmente (Tabela 8, página 87). Porém, essa melhoria dependeu da inclusão de um segundo parâmetro no modelo proposto por Kropff & Spitters (1991). Nesse modelo, considera-se que a inclusão do coeficiente de dano relativo ("q") integra os efeitos dos parâmetros "i" e "a" do modelo de Cousens (1985); no entanto, como se verifica na Tabela 8, este efeito não ocorreu. A inclusão no modelo de um parâmetro limitador para perdas máximas de rendimento ("m") foi fundamental para melhorar os ajustes quando se inseriu no modelo área folhar relativa e cobertura folhar relativa como variáveis

independentes. Como a inclusão do parâmetro “m” define claramente uma assíntota à hipérbole, comumente ele se torna necessário para conjuntos de dados que contenham baixas perdas máximas de rendimento. Já, para conjunto de dados em que as perdas máximas de rendimento devido à interferência da erva sejam altas, a inclusão do parâmetro “m” no modelo em geral não se justifica (Van Acker et al., 1997).

A integração dos parâmetros “q” e “m” num mesmo modelo, associado à possibilidade de obtenção de suas estimativas a partir de experimentos conduzidos em condições controladas (Figura 11, página 96), torna a estimativa de perdas baseada em características folhares relativas uma alternativa viável na definição da função dano.

De forma geral, a precisão das estimativas de perdas de rendimento de grãos por avaliações realizadas no início do ciclo da soja poderia ser melhorada se fossem utilizadas características folhares relativas. Porém, a variação devida às condições meteorológicas subsequentes persistirá como incógnita e, deste modo, poderá levar a estimativas incorretas. Aliado a isso, características morfológicas avaliadas 20 DAE em geral não refletem efeitos derivados da interferência entre as plantas, provavelmente porque a interferência ainda não tenha iniciado ou porque alterações morfológicas ainda não se manifestaram. Assim, características folhares, embora contemplem possíveis diferenças entre épocas de emergência das ervas, como está caracterizado nas Tabelas 3 e 9 (páginas 40 e 89), podem manter alguns dos inconvenientes comuns à variável densidade. Ou seja, essas variáveis também não são suficientemente hábeis em estimar possíveis reduções no crescimento das ervas ou mesmo predizer sua mortalidade.

Dentre as variáveis folhares relativas, a cobertura folhar é comparativamente fácil de determinar, podendo ser medida diretamente no campo através de diversos métodos, de forma subjetiva (visualmente) ou objetiva (mecânica ou fotograficamente) (Lutman et al., 1996). Na comparação dos métodos de avaliação da cobertura folhar (Tabela 10, página 92), o método fotográfico, complementado com o uso de dispositivos computacionais, foi o que propiciou os melhores ajustes. Porém, a dificuldade de estimar a cobertura folhar em baixas densidades de ervas, associado à necessidade de conhecimento de informática e à demora no processo de avaliação, tornam este método fotográfico de reduzida praticabilidade na atualidade. Entretanto, essas limitações podem ser superadas com a utilização do método visual de estimativa da cobertura folhar; porém, os ajustes propiciados por esse método nem sempre são satisfatórios (Tabela 10).

Além dos modelos baseados em características folhares das ervas e da soja, o modelo proposto por Cousens et al. em 1987, que permite a inclusão do fator época de emergência das ervas na estimativa das perdas de rendimento de grãos, mostrou ajuste satisfatório dos dados (Figuras 7 e 8, páginas 62 e 66). Porém, para que seu uso seja viável, são necessários dados precisos sobre época de emergência das ervas em relação ao estágio de desenvolvimento da cultura, sob uma amplitude de densidades de ervas, para que se possa prever de modo confiável o resultado derivado da competição ervas-cultura (Knezevic et al., 1997). Sob condições de campo, a obtenção desses dados é difícil, pois as ervas costumam emergir em fluxos discretos e sucessivos, tornando difícil ou até impossível estimar convenientemente a época relativa de emergência, a fim de se aplicar o modelo que considera o efeito de ambos os fatores, em função dos

fluxos de ervas (Chikoye & Swanton, 1995). Diante disso, a substituição da época de emergência das ervas em relação à cultura por outros indicativos, como a época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal, expressa em unidades calóricas, pode representar uma alternativa viável, como se observa nas Figuras 7 e 8.

Conforme foi salientado anteriormente, o modelo baseado exclusivamente na densidade de plantas apresenta limitada capacidade preditiva (Figura 2, página 23). Porém, quando a época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal foi incorporada ao modelo de densidade, melhorou sensivelmente sua capacidade preditiva (Figuras 9 e 10, páginas 69 e 70), diferentemente do que foi referido por outros autores (Kropff & Lotz, 1992; Webster et al., 2000; Massinga et al., 2001). No entanto, é adequado esclarecer que, mesmo se tendo utilizado rendimentos de grãos para soja livre de ervas de experimentos anexos conduzidos na área experimental para calcular as perdas para validação do modelo, o efeito das ervas foi mensurado em parcelas testemunhas contíguas aos experimentos. Esse procedimento pode, em parte, ter superestimado a capacidade preditiva do modelo.

Os modelos utilizados neste trabalho mostraram reduzida capacidade preditiva, principalmente aquele que se baseou somente na densidade de ervas (Figura 2, página 23). A incorporação da época de semeadura da soja (Figuras 9 e 10, páginas 69 e 70) e, também, o uso de parâmetros originados a partir de bioensaios (Figura 11, página 96), possibilitou melhorar a habilidade preditiva do modelo hiperbólico.

A limitada capacidade preditiva dos modelos empíricos baseia-se no fato deles englobarem basicamente fatores bióticos (Onofri & Tei, 1994). Parte da

restrita robustez do modelo preditivo pode estar associada ao padrão de distribuição das ervas na área (Cardina et al., 1995b; Gerhards et al., 1997). Com frequência, as populações de plântulas de ervas apresentam distribuição espacialmente heterogênea, com manchas de ervas agregadas de diversos tamanhos e densidades e áreas relativamente grandes com poucas ou nenhuma plântula (Gerhards et al., 1997). Essa desuniformidade de distribuição das ervas pode influenciar a capacidade de ajuste e a habilidade preditiva dos modelos de perdas de rendimento baseados na função hiperbólica, pois seu uso pressupõe que as ervas estejam distribuídas uniformemente (Cardina et al., 1995b). Esta pressuposição pode conduzir a erros ao se estimar perdas de rendimento onde as ervas estão distribuídas em manchas.

Ao longo dos Capítulos I a IV foram analisados os efeitos dos fatores espécie e densidade de erva e época relativa de emergência na estimativa da função dano. As variações nessa função refletiram-se na definição dos NDE (Figuras 19 a 22, páginas 136 a 139) e, por conseqüência, ocasionaram substanciais variações nas decisões de controle das ervas. De maneira geral, os NDE foram superiores para a espécie guanxuma e para semeaduras de soja realizadas mais próximo à dessecação da cobertura vegetal. Nessas épocas de semeadura, plantas de picão-preto ou guanxuma apresentaram-se menos competitivas e causaram menores perdas de rendimento (Figura 18, página 132), além de produzirem menor número de sementes (Figura 13, página 111).

As regras de decisão de controle derivadas sem considerar o fator época de semeadura da soja, super-avaliariam a quantidade de herbicida requerida para controle, conduzindo ao uso exagerado de produto químico (Figuras 19 a 22). Em decorrência, o intervalo entre dessecação da cobertura vegetal e semeadura da

soja constituiu-se em fator crítico e desempenhou papel primordial na análise econômica, através de sua influência sobre a função dano.

Além da função dano, outros fatores podem influenciar o estabelecimento dos NDE (Figuras 19 a 22). Assim, aumentos no custo do herbicida ou da sua aplicação tiveram o efeito de aumentar os NDE, outros fatores permanecendo constantes. Por outro lado, aumentos no potencial de rendimento da cultura, valor do produto colhido ou eficiência de controle das ervas mostraram efeito de diminuir os NDE, outros fatores sendo constantes. Assim, fica bastante claro que o NDE não é um valor único e constante, mas que varia em função de diferentes fatores.

Os valores de NDE referentes a um único ano para controle de picão-preto (0,4 a 33 plantas m^{-2}) e de guanxuma (2 a 50 plantas m^{-2}) devem ser considerados com cautela, pois no estabelecimento dos mesmos não se considerou o potencial de produção de sementes por essas ervas em densidades abaixo do NDE, nem o impacto das sementes em futuras infestações da área. Os resultados relativos à produção de sementes de picão-preto e guanxuma (Figuras 12 e 13, páginas 109 e 111), embora não permitam extrair conclusões definitivas sobre infestações futuras dessas espécies, servem ao menos como alerta no momento de se adotar estratégias de controle com base em NDE. A magnitude da produção de sementes por guanxuma e, principalmente por picão-preto, pode influenciar negativamente a adoção do manejo integrado de plantas daninhas com base na abordagem de NDE que leva em consideração apenas a safra atual, como caracterizado na Figura 23 (página 146).

Os retornos anuais de sementes ao solo demandarão altos níveis de investimento para controle dessas ervas nas culturas estabelecidas

seqüencialmente na área. A produção de sementes por ervas, embora não inviabilize a adoção da tática de NDE, poderá diminuir significativamente o valor do limiar de dano baseado em um único ano e que não leva em consideração a produção de sementes (Bauer & Mortensen,1992). Sendo assim, a tomada de decisão de controle, considerando-se apenas o NDE, deverá ser acompanhada de um programa consistente de manejo integrado de ervas que minimize os efeitos de populações residuais de ervas não controladas, como adoção da prática de rotação de culturas, arranjo apropriado de plantas, uso de cultivares mais competitivas, supressão da produção de sementes e seleção de doses herbicidas eficientes no controle de ervas.

A extensão da abordagem do NDE para tomada de decisão no controle de ervas, no intuito de contribuir para redução no uso de herbicidas numa região em particular, dependerá, primariamente, da definição das perdas de rendimento da cultura induzidas pelas ervas. Para tal, é necessário realizar levantamentos baseados em grande número de anos e locais para se determinar as influências ambientais nas perdas de rendimento. Somente esta estratégia poderá definir parâmetros mais robustos em nível regional, reduzindo a variabilidade inerente a esses estudos. Diante disso, é necessário realizar maior número de experimentos regionais, tanto com as ervas objeto desse estudo, como outras de ocorrência comum em lavouras de soja. Além disso, um limiar adiante na ciência das plantas daninhas é investigar as relações e interações de infestações mistas de ervas em culturas como soja e, também, intensificar as investigações sobre os mecanismos fisiológicos envolvidos na interferência cultura-ervas, pois assim se poderia avançar em busca de previsões mais sólidas das perdas de rendimento de grãos causadas pelas ervas.

9. CONCLUSÕES GERAIS

A pesquisa comprovou que as perdas de rendimento de grãos de soja são afetadas pela espécie daninha, por sua densidade e pela época relativa de sua emergência. O grau de interferência exercido por picão-preto causa maior impacto negativo na cultura da soja do que o de guaxuma. O atraso na emergência da soja em relação às ervas aumenta os efeitos negativos dessas sobre a cultura, os quais são potencializados pelo incremento da densidade, principalmente em picão-preto.

As perdas de rendimento de grãos de soja causadas pela interferência de ambas as ervas, são adequadamente estimadas com o uso da equação da hipérbole retangular, principalmente quando o modelo incorpora tanto os efeitos de densidade da erva quanto da época de sua emergência em relação à cultura. Dentre as características morfológicas da erva que melhor integram os efeitos de densidade e época de emergência, a densidade de folhas e a área folhar mostram maior potencial de utilização como variáveis explicativas na predição das perdas de rendimento.

Tanto a área folhar relativa quanto a cobertura folhar relativa integram as variações inerentes às épocas de emergência cultura-ervas em modelos para previsão de perdas de rendimento em soja. Dentre os métodos de avaliação da cobertura folhar relativa, a digitalização de fotos em computador mostra

perspectiva promissora de uso como variável explicativa na previsão dessas perdas.

Diferenças nas relações de interferência de picão-preto e guanxuma com soja indicam que a decisão para controle de picão-preto deva ser tomada em NDE menor do que no caso de guanxuma. A variação na época de semeadura da soja em relação à dessecação da cobertura vegetal modifica a decisão de controle das ervas, em que semeadura realizada próximo ao manejo da cobertura permite adoção de controle sob maiores NDE para ambas as ervas. Aumentos da perda de rendimento por unidade de erva, no rendimento da cultura, no valor do produto colhido e na eficiência do herbicida diminuem o NDE, tornando potencialmente mais necessário o controle; enquanto, aumento no custo do controle das ervas faz elevar o NDE. O elevado número de sementes produzidas pelas ervas, especialmente picão-preto, compromete a adoção da tomada de decisão de controle que utiliza NDE como critério.

10. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALDRICH, R.J. Predicting crop yield reductions from weeds. **Weed Technology**, Champaign, v.1, n.3, p.199-206, 1987.

ALTIERI, M.A.; LIEBMAN, M. **Weed management in agroecosystems: ecological approaches**. Boca Raton: CRC Press, 1988. 354p.

BAUER, T.A.; MORTENSEN, D.A. A comparison of economic and economic optimum thresholds for two annual weeds in soybeans. **Weed Technology**, Champaign, v.6, n.1, p.228-235, 1992.

BAUER, T.A.; MORTENSEN, D.A.; WICKS, G.A.; HAYDEN, T.A.; MARTIN, A.R. Environmental variability associated with economic thresholds for soybeans. **Weed Science**, Champaign, v.39, n.4, p.564-569, 1991.

BAZIRAMAKENGA, R.; LEROUX, G.D. Economic and interference threshold densities of quackgrass (*Elytrigia repens*) in potato (*Solanum tuberosum*) **Weed Science**, Lawrence, v.46, n.2, p.176-180, 1998.

BELLES, D.S.; THILL, D.C.; SHAFII, B. PP-604 rate and *Avena fatua* density effects on seed production and viability in *Hordeum vulgare*. **Weed Science**, Lawrence, v. 48, n.3, p.378-384, 2000.

BERTI, A.; DUNAN, C.; SATTIN, M.; ZANIN, G.; WESTRA, P. A new approach to determine when to control weeds. **Weed Science**, Champaign, v.44, n.3, p.496-503, 1996.

BERTI, A.; SATTIN, M. Effect of weed position on yield loss in soybean and a comparison between relative weed cover and other regression models. **Weed Research**, Oxford, v.36, n.3, p.249-258, 1996.

BERTI, A.; ZANIN, G. Density equivalent: a method for forecasting yield loss caused by mixed weed populations. **Weed Research**, Oxford, v.34, n.5, p.327-332, 1994.

BERTI, A.; ZANIN, G. GESTINF: a decision model for post-emergence weed management in soybean (*Glycine max* (L.) Merr.). **Crop Protection**, Surrey, v.16, n.2, p.109-116, 1997.

BLACK, I.D.; DYSON, C.B. A model of the cost of delay in spraying weeds in cereals. **Weed Research**, Oxford, v.37, n.3, p.139-146, 1997.

BLACKSHAW, R.E. Downy brome (*Bromus tectorum*) interference in winter rye (*Secale cereale*). **Weed Science**, Champaign, v.41, n.4, p.557-562, 1993.

BOSNIC, A.C.; SWANTON, C.J. Economic decision rules for postemergence herbicide control of barnyardgrass (*Echinochloa crus-galli*) in corn (*Zea mays*). **Weed Science**, Lawrence, v.45, n.4, p.557-563, 1997a.

BOSNIC, A.C.; SWANTON, C.J. Influence of barnyardgrass (*Echinochloa crus-galli*) time of emergence and density on corn (*Zea mays*). **Weed Science**, Lawrence, v.45, n.2, p.276-282, 1997b.

BRAIN, P.; COUSENS, R. An equation to describe dose responses where there is stimulation of growth at low doses. **Weed Research**, Oxford, v.29, n.2, p.93-96, 1989.

BUHLER, D.D.; GUNSOLUS, J.L.; RALSTON, D.F. Integrated weed management techniques to reduce herbicide inputs in soybean. **Agronomy Journal**, Madison, v.84, n.6, p.973-978, 1992.

BUHLER, D.D.; LIEBMAN, M.; OBRYCKI, J.J. Theoretical and practical challenges to an IPM approach to weed management. **Weed Science**, Lawrence, v.48, n.3, p.274-280, 2000.

BUSSLER, B.H.; MAXWELL, B.D.; PUETTMANN, K.J. Using plant volume to quantify interference in corn (*Zea mays*) neighborhoods. **Weed Science**, Champaign, v.43, n.4, p.586-594, 1995.

CARDINA, J.; REGNIER, E.; SPARROW, D. Velvetleaf (*Abutilon theophrasti*) competition and economic thresholds in conventional and no-till corn (*Zea mays*). **Weed Science**, Champaign, v.43, n.1, p.81-87, 1995a.

CARDINA, J.; SPARROW, D.H.; McCOY, E.L. Analysis of spatial distribution of common lambsquarters (*Chenopodium album*) in no-till soybean (*Glycine max*). **Weed Science**, Champaign, v.43, n.2, p.258-268, 1995b.

CARRANZA, P.; SAAVEDRA, M.; GARCIA-TORRES, L. Competition between *Ridolfia segetum* and sunflower. **Weed Research**, Oxford, v.35, n.5, p.369-375, 1995.

CHIKOYE, D.; SWANTON, C.J. Evaluation of three empirical models depicting *Ambrosia artemisiifolia* competition in white bean. **Weed Research**, Oxford, v.35, n.5, p.421-428, 1995.

CHIKOYE, D.; WEISE, S.F.; SWANTON, C.J. Influence of common ragweed (*Ambrosia artemisiifolia*) time of emergence and density on white bean (*Phaseolus vulgaris*). **Weed Science**, Champaign, v.43, n.3, p.375-380, 1995.

COBLE, H.D.; MORTENSEN, D.A. The threshold concept and its application to weed science. **Weed Technology**, Champaign, v.6, n.1, p.191-195, 1992.

COUSENS, R. An empirical model relating crop yield to weed and crop density and a statistical comparison with other models. **Journal of Agricultural Sciences**, Cambridge, v.105, n.3, p.513-521, 1985.

COUSENS, R.; BRAIN, P.; O'DONOVAN, J.T.; O'SULLIVAN, P.A. The use of biologically realistic equations to describe the effects of weed density and relative time of emergence on crop yield. **Weed Science**, Champaign, v.35, n.5, p.720-725, 1987.

COUSENS, R.D.; MOKHTARI, S. Seasonal and site variability in the tolerance of wheat cultivars to interference from *Lolium rigidum*. **Weed Research**, Oxford, v.38, n.4, p.301-307, 1998.

COUSENS, R.; MORTIMER, M. Processes involved in the regulation of population density. In: DYNAMICS of weed populations. Cambridge: University Press, 1995. p.86-134.

CZAPAR, G.F.; CURRY, M.P.; WAX, L.M. Grower acceptance of economic thresholds for weed management in Illinois. **Weed Technology**, Lawrence, v.11, n.4, p.828-831, 1997.

DEFELICE, M.S.; BROWN, W.B.; ALDRICH, R.J.; SIMS, B.D.; JUDY, D.T.; GUETHLE, D.R. Weed control in soybeans (*Glycine max*) with reduced rates of postemergence herbicides. **Weed Science**, Champaign, v.37, n.3, p.365-374, 1989.

DEVLIN, D.L.; LONG, J.H.; MADDUX, L.D. Using reduced rates of postemergence herbicides in soybeans (*Glycine max*). **Weed Technology**, Champaign, v.5, n.4, p.834-840, 1991.

DHALIWAL, B.K.; WALLIA, U.S.; BRAR, L.S. Response of wheat to *Phalaris minor* Retz. population density. In: BRIGHTON CROP PROTECTION CONFERENCE, 1997, Brighton. **Proceedings: weeds**. Brighton : British Crop Protection Council, 1997. p.1021-1024.

DIELEMAN, A.; HAMILL, A.S.; FOX, G.C.; SWANTON, C.J. Decision rules for postemergence control of pigweed (*Amaranthus* spp.) in soybean (*Glycine max*). **Weed Science**, Champaign, v.44, n.1, p.126-132, 1996.

DIELEMAN, A.; HAMILL, A.S.; WEISE, S.F.; SWANTON, C.J. Empirical models of pigweed (*Amaranthus* spp.) interference in soybean (*Glycine max*). **Weed Science**, Champaign, v.43, n.4, p.612-618, 1995.

DOYLE, C.J. A review of the use of models of weed control in integrated crop protection. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, Surrey, v.64, n.2, p.165-172, 1997.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília:EMBRAPA, 1999. 412p.

ESBENSHADE, W.R.; CURRAN, W.S.; ROTH, G.W.; HARTWIG, N.L.; ORZOLEK, M.D. Effect of establishment date and crop competition on burcucumber fecundity. **Weed Science**, Lawrence, v.49, n.4, p.524-527, 2001.

FLECK, N.G.; RIZZARDI, M.A.; VIDAL, R.A.; MEROTTO Jr., A.; AGOSTINETTO, D.; BALBINOT Jr. A.A. A época de semeadura da soja após a dessecação da cobertura vegetal afeta o período crítico para controle de papuã. **Planta Daninha**, Viçosa (enviado para publicação em agosto de 2001).

FLOREZ, J.A.; FISCHER, A.J.; RAMIREZ, H.; DUQUE, M.C. Predicting rice yield losses caused by multispecies weed competition. **Agronomy Journal**, Madison, v.91, n.1, p.87-92, 1999.

GERHARDS, R.; WYSE-PESTER, D.Y.; MORTENSEN, D.; JOHNSON, G.A. Characterizing spatial stability of weed populations using interpolated maps. **Weed Science**, Champaign, v.45, n.1, p.108-119, 1997.

GHERSA, C.M.; HOLT, J.S. Using phenology prediction in weed management: a review. **Weed Research**, Oxford, v.35, n.6, p.461-470, 1995.

GOMEZ, K.A.; GOMEZ, A.A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2. ed. New York: Wiley, 1984. 680p.

HARRISON, S.K.; REGNIER, E.E.; SCHMOLL, J.T.; WEBB, J.E. Competition and fecundity of giant ragweed in corn. **Weed Science**, Lawrence, v.49, n.2, p.224-229, 2001.

HASHEM, A.; RADOSEVICH, R.S.; ROUSH, M.L. Effect of proximity factors on competition between winter wheat (*Triticum aestivum*) and italian ryegrass (*Lolium multiflorum*). **Weed Science**, Lawrence, v.46, n.2, p.181-190, 1998.

JAKOBSSON, A.; ERIKSSON, O. A comparative study of seed number, seed size, seedling size and recruitment in grassland plants. **Oikos**, Stockholm, v.88, n.3, 494-502, 2000.

JASIENIUK, M.; MAXWELL, B.D.; ANDERSON, R.L.; EVANS, J.O.; LYON, D.J.; MILLER, S.D.; MORISHITA, D.W.; OGG Jr., A.G.; SEEFELDT, S.; STAHLMAN, P.W.; NORTHAM, F.E.; WESTRA, P.; KEBEDE, Z.; WICKS, G.A. Evaluation of models predicting winter wheat yield as a function of winter wheat and jointed goatgrass densities. **Weed Science**, Lawrence, v.49, n.1, p.48-60, 2001.

JASIENIUK, M.; MAXWELL, B.D.; ANDERSON, R.L.; EVANS, J.O.; LYON, D.J.; MILLER, S.D.; MORISHITA, D.W.; OGG Jr., A.G.; SEEFELDT, S.; STAHLMAN, P.W.; NORTHAM, F.E.; WESTRA, P.; KEBEDE, Z.; WICKS, G.A. Site-to-site and year-to-year variation in *Triticum aestivum*-*Aegilops cylindrica* interference relationships. **Weed Science**, Lawrence, v.47, n.5, p.529-537, 1999.

JONES, R.E.; MEDD, R.W. Economic thresholds and the case for longer term approaches to population management of weeds. **Weed Technology**, Lawrence, v.14, n.2, p.337-350, 2000.

JORDAN, N. Weed demography and population dynamics: implications for threshold management. **Weed Technology**, Champaign, v.6, n.1, p.184-190, 1992.

KEGODE, G.O.; FORCELLA, F.; CLAY, S. Influence of crop rotation, tillage, and management inputs on weed seed production. **Weed Science**, Lawrence, v.47, n.2, p.175-183, 1999.

KING, R.P.; LYBECKER, D.W.; SCHWEIZER, E.E.; ZIMDAHL, R.L. Bioeconomic modeling to simulate weed control strategies for continuous corn (*Zea mays*). **Weed Science**, Champaign, v.34, n.6, p.972-979, 1986.

KISSMANN, K.G.; GROTH, D. **Plantas infestantes e nocivas**. 2. ed. São Paulo: BASF, 2000. v.3., 726p.

KISSMANN, K.G.; GROTH, D. **Plantas infestantes e nocivas**. 2. ed. São Paulo: BASF, 1999. v.2., 978p.

KLINGAMAN, T.E.; KING, C.A.; OLIVER, L.R. Effect of application rate, weed species, and weed stage of growth on Imazethapyr activity. **Weed Science**, Champaign, v.40, n.2, p.227-232, 1992.

KNEZEVIC, S.Z.; HORAK, M.J.; VANDERLIP, R.L. Relative time of redroot pigweed (*Amaranthus retroflexus* L.) emergence is critical in pigweed-sorghum [*Sorghum bicolor* L. Moench] competition. **Weed Science**, Lawrence, v.45, n.4, p.502-508, 1997.

KNEZEVIC, S.Z.; WEISE, S.F.; SWANTON, C.J. Comparison of empirical models depicting density of *Amaranthus retroflexus* L. and relative leaf area as predictors of yield loss in maize (*Zea mays* L.). **Weed Research**, Oxford, v.35, n.4., p.207-214, 1995.

KNEZEVIC, S.Z.; WEISE, S.F.; SWANTON, C.J. Interference of redroot pigweed (*Amaranthus retroflexus*) in corn (*Zea mays*). **Weed Science**, Champaign, v.42, n.4, p.568-573, 1994.

KROPFF, M.J.; LOTZ, L.A.P. Optimization of weed management systems: the role of ecological models of interplant competition. **Weed Technology**, Champaign, v.6, n.2, p.462-470, 1992.

KROPFF, M.J.; SPITTERS, J.T. A simple model of crop loss by weed competition from early observations on relative leaf area of the weeds. **Weed Research**, Oxford, v.31, n.2, p.97-105, 1991.

KROPFF, M.J.; WEAVER, S.E.; SMITS, M.A. Use of ecophysiological models for crop-weed interference: relations amongst weed density, relative time of weed emergence, relative leaf area, and yield loss. **Weed Science**, Champaign, v.40, n.2, p.296-301, 1992.

LINDQUIST, J.L. Performance of INTERCOM for predicting corn-velvetleaf interference across north-central United States. **Weed Science**, Lawrence, v.49, n.2, p.195-201, 2001.

LINDQUIST, J.L.; DIELEMAN, J.A.; MORTENSEN, D.A.; JOHNSON, G.A.; WYSE-PESTER, D.Y. Economic importance of managing spatially heterogeneous weed populations. **Weed Technology**, Champaign, v.12, n.1, p.7-13, 1998.

LINDQUIST, J.L.; KROPFF, M.J. Applications of an ecophysiological model for irrigated rice (*Oryza sativa*)-*Echinochloa* competition. **Weed Science**, Champaign, v.44, n.1, p.52-56, 1996.

LINDQUIST, J.L.; MAXWELL, B.D.; BUHLER, D.D.; GUNSOLUS, J.L. Modeling the population dynamics and economics of velvetleaf (*Abutilon theophrasti*) control in a corn (*Zea mays*)-soybean (*Glycine max*) rotation. **Weed Science**, Champaign, v.43, n.2, p.269-275, 1995.

LINDQUIST, J.L.; MORTENSEN, D.A.; CLAY, S.A.; SCHMENK, R.; KELLS, J.J.; HOWATT, K.; WESTRA, P. Stability of corn (*Zea mays*)-velvetleaf (*Abutilon theophrasti*) interference relationships. **Weed Science**, Champaign, v.44, n.2, p.309-313, 1996.

LOTZ, L.A.P.; CHRISTENSEN, S.; CLOUTIER, D.; FERNANDEZ QUINTANILLA, C.; LÉGÈRE, A.; LEMIEUX, C.; LUTMAN, P.J.W.; PARDO IGLESIAS, A.; SALONEN, J.; SATTIN, M.; STIGLIANI, L.; TEI, F. Prediction of the competitive effects of weeds on crop yields based on the relative leaf area of weeds. **Weed Research**, Oxford, v.36, n.1, p.93-101, 1996.

LOTZ, L.A.P.; KROPFF, M.J.; WALLINGA, J.; BOS, I.I.J.; GROENEVELD, R.M.W. Techniques to estimate relative leaf area and cover of weeds in crops for yield loss prediction. **Weed Research**, Oxford, v.34, n.3, p.167-175, 1994.

LUTMAN, P.J.W.; BOWERMAN, P.; PALMER, G.M.; WHYTOCK, G.P. Prediction of competition between oilseed rape and *Stellaria media*. **Weed Research**, Oxford, v.40, n.3, p.255-269, 2000.

LUTMAN, P.J.W.; DIXON, F.L.; RISIOTT, R. The response of four spring-sown combinable arable crops to weed competition. **Weed Research**, Oxford, v.34, n.2, p.137-146, 1994.

LUTMAN, P.J.W.; RISIOTT, R.; OSTERMANN, H.P. Investigations into alternative methods to predict the competitive effects of weeds on crop yields. **Weed Science**, Champaign, v.44, n.2, p.290-297, 1996.

LYBECKER, D.W.; SCHWEIZER, E.E.; KING, R.P. Economic analysis of four weed management systems. **Weed Science**, Champaign, v.36, n.6, p.846-849, 1988.

LYBECKER, D.W.; SCHWEIZER, E.E.; KING, R.P. Weed management decisions in corn based on bioeconomic modeling. **Weed Science**, Champaign, v.39, n.1, p.124-129, 1991.

MARTIN, M.P.L.D.; FIELD, R.J. Influence of time of emergence of wild oat on competition with wheat. **Weed Research**, Oxford, v.28, n.2, p.111-116, 1988.

MASSINGA, R.A.; CURRIE, R.S.; HORAK, M.J.; BOYER Jr., J. Interference of palmer amaranth in corn. **Weed Science**, Lawrence, v.49, n.2, p.202-208, 2001.

McDONALD, A.J.; RIHA, S.J. Model of crop:weed competition applied to maize:*Abutilon theophrasti* interactions. II. Assessing the impact of climate: implications for economic thresholds. **Weed Research**, Oxford, v.39, n.5, p.371-381, 1999.

MICKELSON, J.A.; HARVEY, R.G. Relating *Eriochloa villosa* emergence to interference in *Zea mays*. **Weed Science**, Lawrence, v.47, n.5, p.571-577, 1999.

MORTENSEN, D.A.; BASTIAANS, L.; SATTIN, M. The role of ecology in the development of weed management systems: an outlook. **Weed Research**, Oxford, v.40, n.1, p.49-62, 2000.

MULUGETA, D.; BOERBOOM, C.M. Critical time of weed removal in glyphosate-resistant *Glycine max*. **Weed Science**, Lawrence, v.48, n.1, p.35-42, 2000.

NGOUAJIO, M.; LEMIEUX, C.; FORTIER, J.J.; CAREAU, D.; LEROUX, G.D. Validation of an operator-assisted module to measure weed and crop leaf cover by digital image analysis. **Weed Technology**, Lawrence, v.12, n.3, p.446-453, 1998.

NGOUAJIO, M.; LEMIEUX, C.; LEROUX, G.D. Prediction of corn (*Zea mays*) yield loss from early observations of the relative leaf area and the relative leaf cover of weeds. **Weed Science**, Lawrence, v.47, n.3, p.297-304, 1999.

NGOUAJIO, M.; MCGIFFEN, M.E.; HEMBREE, K.J. Tolerance of tomato cultivars to velvetleaf interference. **Weed Science**, Lawrence, v.49, n.1, p.91-98, 2001.

NORRIS, R.F. Case history for weed competition/population ecology: barnyardgrass (*Echinochloa crusgalli*) in sugarbeets (*Beta vulgaris*). **Weed Technology**, Champaign, v.6, n.1, p.220-227, 1992.

NORRIS, R.F. Ecological implications of using thresholds for weed management. In: BUHLER, D.D. Expanding the context of weed management. New York : Food Products Press, 1999. p.31-58.

NORRIS, R.F.; ELMORE, C.L.; REJMÁNEK, M.; AKEY, W.C. Spatial arrangement, density, and competition between barnyardgrass and tomato: II. Barnyardgrass growth and seed production. **Weed Science**, Lawrence, v.49, n.1, p.69-76, 2001.

O'DONOVAN, J.T.; KIRKLAND, K.J.; SHARMA, A.K. Canola yield and profitability as influenced by volunteer wheat infestations. **Canadian Journal of Plant Science**, Ottawa, v.69, n.4, p.1235-1244, 1989.

O'DONOVAN, J.T.; ST. REMY, E.A.; O'SULLIVAN, P.A.; DEW, D.A.; SHARMA, A.K. Influence of the relative time of emergence of wild oat (*Avena fatua*) on yield loss of barley (*Hordeum vulgare*) and wheat (*Triticum aestivum*). **Weed Science**, Champaign, v.33, n.4, p.498-503, 1985.

ODUM, E.P. Principles and concepts pertaining to organization at the population level. In: **FUNDAMENTALS of ecology**. 3.ed. Philadelphia: Saunders, 1971. p.162-233.

OLIVER, L.R. Principles of weed threshold research. **Weed Technology**, Champaign, v.2, n.4, p.398-403, 1988.

OLIVER, L.R.; FRANS, R.E.; TALBERT, R.E. Field competition between tall morningglory and soybean. I. Growth analysis. **Weed Science**, Champaign, v.24, n.5, p.482-488, 1976.

ONOFRI, A.; TEI, F. Competitive ability and threshold levels of three broadleaf weed species in sunflower. **Weed Research**, Oxford, v.34, n.6, p.471-479, 1994.

PAOLINI, R.; DEL PUGLIA, S.; PRINCIPI, M.; BARCELLONA, O.; RICCARDI, E. Competition between safflower and weeds as influenced by crop genotype and sowing time. **Weed Research**, Oxford, v.38, n.4, p.247-255, 1998.

PESTER, T.A.; WESTRA, P.; ANDERSON, R.L.; LYON, D.J.; MILLER, S.D.; STAHLMAN, P.W.; NORTHAM, F.E.; WICKS, G.A. *Secale cereale* interference and economic thresholds in winter *Triticum aestivum*. **Weed Science**, Lawrence, v.48, n.6, p.720-727, 2000.

RADOSEVICH, S.; HOLT, J.; GHERSA, C. Associations of weeds and crops. In: **Weed ecology: implications for management**. 2. ed. New York: Wiley, 1997. p.163-214.

RATKOWSKY, D.A. **Nonlinear regression modeling**: a unified practical approach. New York: Marcel Dekker, p.135-154, 1983

REES, M.; CONDIT, R.; CRAWLEY, M.; PACALA, S.; TILMAN, D. Long-term studies of vegetation dynamics. **Science**, Washington, v.293, n.5530, p.650-655, 2001.

REUNIÃO DE PESQUISA DE SOJA DA REGIÃO SUL, 29., 2001, Porto Alegre. **Indicações técnicas para a cultura da soja no Rio Grande do Sul e em Santa Catarina 2001/2002**. Porto Alegre: Fepagro, 2001. 138p.

ROUSH, M.L.; RADOSEVICH, S.R.; WAGNER, R.G.; MAXWELL, B.D.; PETERSEN, T.D. A comparison of methods for measuring effects of density and proportion in plant competition experiments. **Weed Science**, Champaign, v.37, n.2, p.268-275, 1989.

SARTORATO, I.; BERTI, A.; ZANIN, G. Estimation of economic thresholds for weed control in soybean (*Glycine max* (L.) Merr.). **Crop Protection**, Surrey, v.15, n.1, p.63-68, 1996.

SAS – Institute Statistical Analysis System. **User's guide**: version 6. 4. ed. Cary : SAS Institute, 1989. 846p.

SATTIN, M.; ZANIN, G.; BERTI, A. Case history for weed competition/population ecology: velvetleaf (*Abutilon theophrasti*) in corn (*Zea mays*). **Weed Tecnology**, Champaign, v.6, n.1, p.213-219, 1992.

SCOTT, G.H.; ASKEW, S.D.; WILCUT, J.W.; BROWNIE, C. *Datura stramonium* interference and seed rain in *Gossypium hirsutum*. **Weed Science**, Lawrence, v.48, n.5, p.613-617, 2000.

SEEFELDT, S.S.; JENSEN, J.E.; PATRICK FUERST, E. Log-logistic analysis of herbicide dose-response relationships. **Weed Technology**, Champaign, v.9, n.2, p.218-225, 1995.

SHURTLEFF, J.L.; COBLE, H.D. Interference of certain broadleaf weed species in soybeans (*Glycine max*). **Weed Science**, Champaign, v.33, n.5, p.654-657, 1985.

SILVERTOWN, J.W.; DOUST, J.L. Intraspecific interactions. In: INTRODUCTION to plant population biology. Oxford : Blackwell, 1993. p.51-71.

SKÓRA NETO, F. Efeito da prevenção de produção de sementes pelas plantas daninhas e da aplicação de herbicida em jato dirigido na densidade de infestação na cultura do milho em anos sucessivos. **Planta Daninha**, Viçosa, v.19, n.1, p.1-10, 2001.

SPADOTTO, C.A.; MARCONDES, D.A.S.; SILVA, C.A.R; DAMASCENO, S. Avaliação de parâmetros para o monitoramento da interferência de plantas daninhas na cultura da soja (*Glycine max* L.). **Planta Daninha**, Brasília, v.10, n.1-2, p.33-38, 1992.

STAHLMAN, P.W.; MILLER, S.D. Downy brome (*Bromus tectorum*) interference and economic thresholds in winter wheat (*Triticum aestivum*). **Weed Science**, Champaign, v.38, n.3, p.224-228, 1990.

STORKEY, J.; CUSSANS, J.W.; LUTMAN, P.J.W.; BLAIR, A.M. The importance of mortality in weed populations between autumn and spring on the reliability of yield loss predictions in winter wheat. In: BRIGHTON CROP PROTECTION CONFERENCE, 1997, Brighton. **Proceedings**: weeds. Brighton : British Crop Protection Council, 1997. p.1025 - 1030.

STREIBIG, J.C.; COMBELLACK, J.H.; PRITCHARD, G.H.; RICHARDSON, R.G. Estimation of thresholds for weed control in Australian cereals. **Weed Research**, Oxford, v.29, n.2, p.117-126, 1989.

VAN ACKER, R.A.; LUTMAN, P.J.W.; FROUD-WILLIAMS, R.J. Predicting yield loss due to interference from two weed species using early observations of relative weed leaf area. **Weed Research**, Oxford, v.37, n.5, p.287-299, 1997.

VANDEVENDER, K.W.; COSTELLO, T.A.; SMITH JR., R.J. Model of rice (*Oryza sativa*) yield reduction as a function of weed interference. **Weed Science**, Lawrence, v. 45, n.2, p.218-224, 1997.

VITTA, J.I.; FERNANDEZ QUINTANILLA, C. Canopy measurements as predictors of weed-crop competition. **Weed Science**, Champaign, v.44, n.3, p.511-516, 1996.

VITTA, J.I.; SATORRE, E.H.; LEGUIZAMON, E.S. Using canopy attributes to evaluate competition between *Sorghum halepense* (L.) Pers. and soybean. **Weed Research**, Oxford, v.33, n.1, p.88-97, 1993.

WEAVER, S.E. Size-dependent economic thresholds for three broadleaf weed species in soybeans. **Weed Technology**, Champaign, v.5, n.3, p.674-679, 1991.

WEBSTER, T.M.; CARDINA, J.; WOODS, S.J. *Apocynum cannabinum* interference in no-till *Glycine max*. **Weed Science**, Lawrence, v.48, n.6, p.716-719, 2000.

WIESE, A.M.; BINNING, L.K. Calculating the threshold temperature of development for weeds. **Weed Science**, Champaign, v.35, n.2, p.177-79, 1987.

WILES, L.J.; WILKERSON, G.G.; GOLD, H.J.; COBLE, H.D. Modeling weed distribution for improved postemergence control decisions. **Weed Science**, Champaign, v.40, n.4, p.546-553, 1992.

YODA, K.; KIRA, T.; OGAWA, H.; HOZUMI, K. Self-thinning in overcrowded pure stands under cultivated and natural conditions – intraspecific competition among higher plants. **Journal Biology Osaka City University**, Osaka, v.14, p.107-129, 1963.

ZANIN, G.; SATTIN, M. Threshold level and seed production of velvetleaf (*Abutilon theophrasti* Medicus) in maize. **Weed Research**, Oxford, v.28, n.3, p.347-352, 1988.

11. APÊNDICES

APÊNDICE 1 – Precipitação pluvial e suplementação hídrica, por decêndio, ocorridas durante o período experimental, Passo Fundo - RS, 1998/99

Mês e ano	Decêndio	Precipitação pluvial (mm) ¹	Suplementação hídrica (mm)
Novembro/98	01 a 10	20,0	0
	11 a 20	45,4	0
	21 a 30	3,1	20
Dezembro/98	01 a 10	6,1	40
	11 a 20	75,3	0
	21 a 31	41,1	0
Janeiro/99	01 a 10	0,1	42
	11 a 20	63,6	0
	21 a 31	61,6	0
Fevereiro/99	01 a 10	48,6	0
	11 a 20	50,4	0
	21 a 28	15,4	0
Março/99	01 a 10	17,2	0
	11 a 20	0,3	30
	21 a 31	48,0	0
Abril/99	01 a 10	72,9	0
	11 a 20	95,8	0
	21 a 30	19,6	0
Maio/99	01 a 10	16,1	0
	11 a 20	9,4	0
	21 a 31	83,2	0

¹Dados pluviométricos observados na Estação Meteorológica da Embrapa Trigo, Passo Fundo – RS, distante 1,5 km do local de condução do experimento.

APÊNDICE 2 – Precipitação pluvial e suplementação hídrica, por decêndio, ocorridas durante o período experimental, Eldorado do Sul - RS, 1999/00

Mês e ano	Decêndio	Precipitação pluvial (mm) ¹	Suplementação hídrica (mm)
Novembro/99	01 a 10	0	0
	11 a 20	0	67
	21 a 30	27,0	0
Dezembro/99	01 a 10	78,6	0
	11 a 20	24,2	0
	21 a 31	4,0	45
Janeiro/00	01 a 10	3,1	37
	11 a 20	32,1	0
	21 a 31	23,4	22
Fevereiro/00	01 a 10	16,6	37
	11 a 20	0,2	30
	21 a 28	68,2	0
Março/00	01 a 10	78,6	0
	11 a 20	17,8	0
	21 a 31	65,0	0
Abril/00	01 a 10	3,5	0
	11 a 20	82,5	0
	21 a 30	7,5	0
Maio/00	01 a 10	94,6	0
	11 a 20	12,6	0
	21 a 31	21,8	0

¹Dados pluviométricos observados na Estação Experimental Agronômica da UFRGS, em Eldorado do Sul – RS, fornecidos pelo Departamento de Plantas Forrageiras e Agrometeorologia.

APÊNDICE 3 – Precipitação pluvial e suplementação hídrica, por decêndio, ocorridas durante o período experimental, Eldorado do Sul - RS, 2000/01

Mês e ano	Decêndio	Precipitação pluvial (mm) ¹	Suplementação hídrica (mm)
Novembro/00	01 a 10	42,9	0
	11 a 20	8,4	0
	21 a 30	56,4	0
Dezembro/00	01 a 10	13,4	0
	11 a 20	23,1	0
	21 a 31	29,0	0
Janeiro/01	01 a 10	69,8	0
	11 a 20	27,3	0
	21 a 31	74,2	0
Fevereiro/01	01 a 10	14,0	0
	11 a 20	98,4	0
	21 a 28	9,1	0
Março/01	01 a 10	10,6	0
	11 a 20	66,8	0
	21 a 31	66,3	0
Abril/01	01 a 10	82,1	0
	11 a 20	12,9	0
	21 a 30	195,2	0
Maio/01	01 a 10	9,0	0
	11 a 20	5,3	0
	21 a 31	21,8	0

¹Dados pluviométricos observados na Estação Experimental Agronômica da UFRGS, em Eldorado do Sul – RS, fornecidos pelo Departamento de Plantas Forrageiras e Agrometeorologia.

12. VITA

Mauro Antônio Rizzardi, é filho de Orlindo Rizzardi e Irde Matzenbacher Rizzardi. Nasceu em Palmeira das Missões, Estado do Rio Grande do Sul, em 11 de julho de 1965. Coursou o primeiro grau no Colégio Estadual Cacique Niengüiru e na Escola Normal Borges do Canto, em Palmeira, e o segundo grau no Instituto Educacional de Passo Fundo. Em 1983, ingressou no curso de Agronomia da Universidade de Passo Fundo, onde se graduou como Engenheiro Agrônomo em 1988. Em 1989, ingressou no Programa de Pós-Graduação em Agronomia, onde obteve o grau de Mestre em Fitotecnia em 1991. Em outubro de 1990 ingressou na Universidade de Passo Fundo como Professor Auxiliar de Ensino no Curso de Agronomia, atuando na área de Manejo de Plantas de Lavoura. Nessa mesma Instituição, em 1993, foi aprovado em concurso público para atuar nas disciplinas Plantas de Lavoura e Controle de Plantas Daninhas. Atualmente, exerce o cargo de Professor Adjunto, lecionando essas duas disciplinas. Em março de 1999 ingressou no Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, obtendo o grau de Doutor em 2002.