

# AVALIAÇÃO DE CARACTERÍSTICAS REPRODUTIVAS DE UM REBANHO DA RAÇA GUZERÁ

DUARTE, Maida Lemes de Paula Ribeiro<sup>1</sup>

BASTOS, João Francisco Pereira<sup>2</sup>

**RESUMO:** As informações sobre a idade ao primeiro parto e intervalo de partos avaliados no presente estudo foram provenientes dos arquivos da Fazenda de Ensino e Pesquisa da UNESP, Câmpus de Ilha Solteira. Os dados foram analisados segundo dois modelos que incluíram os efeitos fixos de ano e estação do nascimento da mãe e do bezerro, ordem do parto e sexo do bezerro, e efeito aleatório de touro. A idade ao primeiro parto foi de  $1.380,7 \pm 386,9$  dias (46 meses). O intervalo de partos foi 407,18 dias (13,5 meses), decorrente de um período de serviço longo, de 136,0 dias, variando de 11,0 a 229,0 dias. Para a idade ao primeiro parto, o touro, o ano e a estação de nascimento das novilhas apresentaram efeito significativo ( $p < 0,01$ ). Para o intervalo de partos, foram significativos ( $p < 0,01$ ) os efeitos de touro, estação do parto, ano do parto e ordem de parto. Os coeficientes de herdabilidade estimados por correlação intraclasse entre meias irmãs paternas foram 0,13 e 0,095 para idade ao primeiro parto e intervalo de partos, respectivamente, indicando a pequena variação genética existente no rebanho para estas características.

**Termos de indexação:** idade ao primeiro parto, intervalo de partos, herdabilidade, Guzerá

---

2. Departamento de Biologia e Zootecnia, Unesp/Campus de Ilha Solteira, Av. Brasil 56, Ilha Solteira-SP.

## **INTRODUÇÃO**

O Brasil é detentor do segundo maior rebanho bovino do mundo, sendo o maior rebanho mundial em exploração comercial. Ainda assim, os índices de eficiência produtiva e reprodutiva são muito baixos quando comparados aos índices de produção dos países desenvolvidos.

A baixa eficiência reprodutiva do rebanho bovino brasileiro é apontada como reflexo do incipiente nível tecnológico empregado, além do pequeno conhecimento do comportamento reprodutivo sob condições tropicais. Hoje, sabe-se que a inclusão de características reprodutivas é indispensável nos programas de melhoramento que visem a otimização do processo produtivo, aceitando-se sem contestação, que o atraso genético quantificado pelos indicadores reprodutivos deficientes, é o principal desafio a ser superado no melhoramento de nossas populações bovinas.

Quando considerados aspectos reprodutivos, a idade ao primeiro parto, o primeiro e os demais intervalos de partos, dias para o parto (calculado como a diferença, em dias, entre o primeiro dia da estação de monta e o dia do parto, em cada estação de monta), duração da gestação, período de serviço ou dias abertos, entre outras, são características

analisadas tanto com vistas à seleção para precocidade reprodutiva, quanto para expressar a qualidade reprodutiva dos rebanhos.

DIAS (2001) evidencia em sua revisão que, de acordo com a opinião de vários autores, a seleção para a maioria de características reprodutivas pode ser considerada complicada de ser realizada por diversas razões: as características indicadoras da eficiência reprodutiva são extremamente afetadas pelo manejo e pela alimentação, apresentando baixos valores de herdabilidade, e dificuldades de coleta e mensuração destas características, além do fator distribuição contínua que é dado ao tratamento estatístico dos dados, quando as expressões fenotípica das características reprodutivas ocorrem em classes.

A idade ao primeiro parto, por referir-se à maturidade sexual, é de grande importância na avaliação de um rebanho. Nos trópicos, frequentemente se verifica uma idade ao primeiro parto tardia como consequência de deficiências nutricionais na fase de crescimento das novilhas. Segundo BALAINE (1971), a idade ao primeiro parto permite prever a potencialidade genética das raças leiteiras, contribuindo deste modo para o descarte mais precoce dos animais. DIAS et al. (2001), afirmando que a antecipação da idade ao primeiro parto está diretamente ligada à eficiência e à lucratividade da produção de carne bovina, discutiram os ganhos que podem ser obtidos ao se iniciar vida reprodutiva das novilhas mais cedo, emprenhando-as mais jovens e apontam como

vantagens o menor tempo para retorno do investimento, aumento da vida reprodutiva da vaca e aumento do número de bezerros por ano.

O intervalo de partos, isoladamente, se constitui na característica mais importante na avaliação do desempenho reprodutivo de um rebanho, não só pelo seu efeito direto em termos de rentabilidade da exploração, como também pelas limitações que impõe às práticas de seleção. CAVALCANTE et al. (2000) coloca a duração do intervalo de partos (IDP) como fundamental, uma vez que interfere na rentabilidade da exploração pecuária, limitando a intensidade de seleção, pois o prolongamento do intervalo diminui o número de bezerros desmamados e aumenta o intervalo entre gerações.

As características reprodutivas, normalmente, apresentam valores baixos de herdabilidade. De acordo com a revisão de SCHWENGBER et al. (2001), para a idade ao primeiro parto, os valores variaram de 0,01 a 0,50, situando-se a média a redor de 0,4, enquanto que para o intervalo de partos os valores variaram de 0,00 a 0,40, com média de 0,24.

## **MATERIAL E MÉTODOS**

As informações sobre a idade ao primeiro parto, período de serviço e intervalo de partos avaliados no presente estudo foram provenientes dos

arquivos da Fazenda de Ensino e Pesquisa da UNESP, Câmpus de Ilha Solteira, onde é criado um rebanho da raça Guzerá.

A Fazenda de Ensino e Pesquisa localiza-se no Município de Selvíria, MS, à margem direita do Rio Paraná. Possui uma área de pastagens de 480 ha, sendo dividida em piquetes de 5 a 20 ha, formados por Braquiárias (*Brachiaria decumbens*) e capim Jaraguá (*Hiparrhenia ruffa* Ness/Staff). O clima da região é característico das regiões de cerrado, ou seja, tropical com inverno seco. A precipitação média anual é de 1.300 mm. As chuvas se distribuem em duas épocas distintas: a chuvosa, de outubro a março, e a seca, de abril a setembro, com 76,0 e 24,0% da precipitação anual, respectivamente. A temperatura média anual é de 24,3 °C. O solo da região é classificado como Latossol Vermelho Escuro Álico, de textura argilosa.

Os meses do ano foram divididos em duas estações distintas: a chuvosa, de outubro a março, e a seca, de abril a setembro.

Foram eliminados das análises touros com menos de 2 filhas e vacas com somente uma cria, sem registros de peso ou identificação de paternidade, restando ao estudo da idade ao primeiro parto, 844 informações referentes a novilhas, filhas de 47 touros. Para as análises do intervalo de partos restaram 1.390 registros de 467 vacas, filhas de 39 touros. Para a análise do intervalo de partos, foram descartados os registros de vacas que não possuíam informações de peso ao parto, peso do bezerro,

6

número do pai, touros com menos de duas filhas e vacas com menos de duas partições.

Para análise da idade ao primeiro parto e do intervalo de partos foram utilizados dois modelos que incluíram os efeitos de touro, sexo do bezerro, estação e ano de nascimento e de parto e ordem do parto, utilizando-se programa computacional SAS (Statistical Analysis System) (1990)

Os coeficientes de herdabilidades foram estimados por meio da correlação intraclasse entre meio-irmãs paternas.

## **RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Dos 3.683 partos ocorridos entre 1.978 e 2.001, 506 foram descartados por falta de informações, restando 3.177 registros.

No preparo e consistência dos arquivos para as análises, inicialmente foi verificada a distribuição dos partos nos anos, meses, estações e ordens de partição, e segundo o sexo dos bezerros nascidos no período estudado.

Os partos ocorreram em todos os meses do ano, havendo uma concentração no período chuvoso, de outubro a março, com 58% deles.

Para o estudo da idade ao primeiro parto, após a consistência dos dados foram utilizadas as informações do parto de 988 novilhas, filhas de

47 touros, ocorridas entre 1.986 e 2.001. A média estimada para esta característica foi de 1380,7 dias  $\pm$  386,9, com um coeficiente de variação de 28,02%.

É sabido ser grande influência dos efeitos ambientais, até mesmo os maternos sobre esta característica. A média de 46,02 meses, encontrada para idade ao primeiro parto, está próxima à média encontrada por PIRES et al. (1976) e RAMOS (1984), mas é bastante superior àquela encontrada por BASTOS et al. (1992) de 39,9 meses, estudando o mesmo rebanho. Se comparada às médias encontradas na literatura para as raças taurinas, próximas a 32,0 meses, o valor obtido neste estudo chega a ser preocupante.

Na Tabela 1 está apresentado o resumo da análise de variância da idade ao primeiro parto, segundo os efeitos de touro, ano e estação do parto e sexo do bezerro.

TABELA 1. Resumo da análise de variância da idade ao primeiro parto

Fontes de variação	Graus de Liberdade	Quadrados Médios
Touro	46	0,28044 <sup>**</sup>
Sexo do bezerro	1	0,00012 <sup>ns</sup>
Estação do nascimento	1	0,77466 *
Ano do nascimento	21	0,90128 <sup>**</sup>
Erro	773	0,14973

$K_{\text{touros}} = 15,765$ ; \*  $P < 0,05$ ; \*\*  $P < 0,01$ ; <sup>ns</sup> não significativo

Conforme se observa na TABELA 1, os efeitos de touro, ano e estação do parto tiveram influência significativa sobre a idade ao primeiro parto.

FREITAS et al. (2002) observaram efeito significativo da composição genética na idade ao primeiro parto, mas na grande maioria dos registros da literatura, os autores apontam como influência significativa o ano de nascimento, o que concorda com os resultados obtidos neste estudo. Este efeito se deve possivelmente a mudanças climáticas, alterações de manejo e mudanças na constituição genética do rebanho.

O coeficiente de herdabilidade estimado foi de 0,13, indicando que apenas 13% da variação observada na idade ao primeiro parto seja de origem genética. Este valor está situado entre valores próximos aos encontrados por SCHWENGBER et al.(2002) e DIAS et al. (2001) de 0,10 e 0,19, respectivamente. Assim, para uma diminuição da idade ao primeiro parto no rebanho em estudo uma baixa resposta à seleção pode ser esperada na característica. A melhoria das condições ambientais seria mais eficiente que a seleção de reprodutores.

A média geral para o intervalo de partos, corrigida para as fontes de variação, foi de  $407,18 \pm 46,13$  dias, com um coeficiente de variação de 11,32%. Na TABELA 2 está apresentado o resumo da análise de variância do intervalo de partos, segundo os efeitos touro, ano, estação e ordem do parto, sexo e peso ao nascer do bezerro.

TABELA 2. Resumo da análise de variância do intervalo de partos.

Fontes de variação	Graus de liberdade	Quadrados médios
Touro	38	3814,75 <sup>**</sup>
Sexo do bezerro	1	264,04 <sup>ns</sup>
Estação do parto	1	55237,57 <sup>**</sup>
Ano do parto	18	12016,77 <sup>**</sup>
Ordem do parto	6	7962,95 <sup>**</sup>
Erro	1325	2128,06

$K_{\text{touros}} = 32,623$ ; <sup>\*\*</sup>  $P < 0,01$ ; <sup>ns</sup> não significativo

Com base na TABELA 2, observa-se que foram significativos os efeitos de touro, ano, estação do parto da mesma forma que para a idade ao primeiro parto, além de ordem do parto. CAVALCANTE et al. (2000), também encontraram efeitos de touro relacionados a intervalo de partos e período de serviço. Conforme justificado pelo autor, a precocidade relativa de involução uterina e retorno à atividade ovariana pós-parto, entre filhas de touros diferentes comparadas entre si, seriam reflexos da variação na eficiência funcional do sistema endócrino e do metabolismo como um todo, relacionada a aspectos genéticos. Este melhor funcionamento levaria as filhas de alguns touros a apresentar menores intervalos de partições sucessivas, por meio de reduções nos períodos de serviço.

Os efeitos significativos do ano do parto anterior podem ser entendidos como decorrentes de mudanças de ambiente, caracterizando um parâmetro essencialmente influenciado pelo meio.

Os resultados encontrados apontam o efeito da ordem de partos como significativo para a característica intervalo de partos, o que está de acordo com os relatos da literatura. VARGAS JR. et al. (2001), observaram um intervalo de parto médio 421,16 dias (14,04 meses) em um rebanho Nelore e encontraram efeito significativo somente para ano e ordem de parto anterior, como influenciando a característica intervalo de partos. De acordo com LADEIRA PIRES et al. (1977), a causa de variação que mais influencia o intervalo de partos é a ordem de parição. Os autores verificaram a ocorrência de um menor intervalo entre a quinta e a sexta parição, sendo maiores entre as primeiras. Estes resultados estão também de acordo com aqueles verificados por RAMOS (1984), OLIVEIRA FILHO et al. (1985), BASTOS e al. (1992) e BARBOSA NETO et al. (1999).

O coeficiente de herdabilidade estimado para o intervalo de partos foi de 0,095, indicando que apenas 9,5% da variação observada na característica seja de origem genética. Assim como para a idade ao primeiro parto, o baixo coeficiente de herdabilidade estimado indica que para melhoria desta característica no rebanho seria mais eficiente a mudança das condições ambientais que a seleção de reprodutores.

## CONCLUSÕES

Os resultados obtidos no presente trabalho são indicativos da situação atual do rebanho da raça Guzerá, criado no Câmpus de Ilha Solteira, que permitem algumas conclusões:

Os baixos valores encontrados para as médias de idade ao primeiro parto e intervalo entre partos, indicativos de eficiência reprodutiva, podem ser considerados preocupantes, não fossem os resultados das análises estatísticas apontarem como principais responsáveis pelas mesmas, os fatores de origem não genética, que conduziram ao baixo desempenho do rebanho.

As estimativas de herdabilidades foram baixas, indicando pouca variabilidade genética nas características estudadas, o que torna a seleção direta para tais características pouco eficiente.

DUARTE, M.L.P.R; BASTOS, J.F.P. Evaluation of some reproductive characteristics in a Guzera herd.

**SUMMARY:** Information's on age at first calving and calving interval were obtained from the archives of the Fazenda de Ensino e Pesquisa da UNESP, Câmpus de Ilha Solteira. The data were analyzed by the SAS (Statistical Analysis System), according

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.1-15, 2005

two models that included effects of sire, year and season of birth and parturition of cow and calf. The mean age at first calving observed were  $1380.7 \pm 386.9$  days (46 months). The calving interval observed were 407.18 days (13.5 months), consequence of a days open very longer (136.0 days), varying from 11.0 to 229.0 days. For age at first calving were significant the effects of sire, year and season of heifers birth. For calving interval, sire, year, season and order of parturition were significant. The heritability estimated as intraclass correlation of paternal half sibs were 0.16 and 0.14 for age at first calving and calving interval, respectively, showing the small genetic variations for this characteristics.

**Key words:** age at first calving, calving interval, heritability, Guzerat.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BALAINÉ, D.S.. Phenotypic and genetic parameter of some traits in Hariana cattle. Indian Journal. Dairy Sci, New Delhi, v 24, n 2, p. 25-31, 1971.

BARBOSA NETO, A. C. et. al., Desempenho reprodutivo de bovinos leiteiros mestiços criados no litoral do Ceará. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 36, 1999, Porto Alegre. Anais eletrônicos... Viçosa: SBZ, 1999. (CD ROM).

BASTOS, J. F. P.; OLIVEIRA, J. A.; LÔBO, R. B.. Estudo genético-quantitativo de algumas características reprodutivas de um rebanho da raça Guzerá. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.1-15, 2005

ZOOTECNIA, XXIX, Lavras - MG, 1992. Anais... Viçosa: SBZ, 1992. P.463.

CAVALCANTE, F. A.; MARTINS FILHO, R.; CAMPELLO, C. C.; LOBO, R. N. B.; MARTINS, G. A.. Intervalo de partos em rebanho Nelore na Amazônia Oriental. Rev. Bras. Zootec. Viçosa, v.29 set./out. 2000. Disponível em <http://www.scielo.org.br> acesso em 05/11/02.

DIAS, D. S. O.. Análise genética de características de crescimento e de reprodução de animais da raça Nelore criados na região Centro-Oeste do Brasil. Jaboticabal, SP. 2001. 117p. Tese, (Doutorado), Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”.

DIAS, L. T.; FARO, L.; ALBUQUERQUE, L. G.. Estimativas de herdabilidade para idade ao primeiro parto em novilhas Nelore. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, XXXVIII, 2001, Piracicaba. Anais eletrônicos... Viçosa: SBZ, 2001 (CD ROM).

FREITAS, M. S.; RATTI JR., J.; ROCHA, G. P.; WECHSLER, F. S.; SCHIMIDT, P. Idade ao primeiro parto, intervalo de partos, produção na lactação e produção por dia de intervalo de partos de vacas girolando. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, XXXIX, 2002, Recife. Anais eletrônicos... Viçosa: SBZ, 2002 (CD ROM).

LADEIRA PIRES, R.M.; PIRES, F.L.; NAUFEL, F.. Aspectos da eficiência reprodutiva de um plantel da raça Guzerá. Bol. Ind. Anim. Nova Odessa, v.34, n. 2, p. 237-242, 1977.

OLIVEIRA FILHO, E.B.; LÔBO, R.B.; DUARTE, F.A.M.. Eficiência reprodutiva de vacas Gir exploradas para leite. Revista Brasileira Reprodução Animal, Belo Horizonte, v. 9, n. 1, p. 21-33, 1985.

PIRES, F.L.; BENINTENDI, R.P.; SANTIAGO, A.A.. Idade na época da primeira cria e intervalo inter-parto em bovinos da raça Guzerá de seleção leiteira. Boletim Industrial Animal, Nova Odessa, v. 24, p. 123-127, 1976.

RAMOS, A.A.. Estudo das características reprodutivas e produtivas das zebuínas leiteiras da raça Gir nos trópicos. Botucatu,. 1984. 224p. (livre-Docência)- FCA, Universidade Estadual Paulista.

SAS, SAS - *Stat User's Guide*. SAS Institute, Inc., Cary, NC. 1990.

SCHWENGBER, E.B.; BEZERRA, L. A. F.; LÔBO, R. B.. Produtividade acumulada como critério de seleção em fêmeas da raça Nelore. Ciência Rural, Santa Maria, v. 31, n. 3, p. 483-486, 2001.

SCHWENGBER, E.B.; LÔBO, R. B.; BEZERRA, L. A. F.. Parâmetros genéticos da idade à primeira cria, intervalo de partos e período de gestação na raça Nelore. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, XXXIX, 2002, Recife. Anais eletrônicos... Viçosa: SBZ, 2002 (CD ROM).

VARGAS JR., F. M. et al. Fatores que atuam sobre o intervalo entre partos e peso aos 250 dias de um rebanho da raça Nelore. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, XXXVIII, 2001, Piracicaba. Anais eletrônicos... Viçosa: SBZ, 2001 (CD

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.1-15, 2005

**DENSIDADE DE SEMEADURA EM CULTIVO TARDIO DO  
ARROZ IRRIGADO POR INUNDAÇÃO E CONTRIBUIÇÃO  
DO COLMO PRINCIPAL E DOS PERFILHOS NA  
PRODUTIVIDADE DE GRÃOS**

CRUSCIOL, Carlos Alexandre Costa <sup>2\*</sup>

LIMA, Eduardo do Valle <sup>3\*\*</sup>

ANDREOTTI, Marcelo <sup>4</sup>

SILVA, Rosemeire Helena da <sup>2</sup>

GONÇALVES, José Ricardo Pupo <sup>2</sup>

**RESUMO:** A densidade de semeadura destaca-se como um dos fatores mais importantes no estabelecimento da cultura do arroz. Assim, objetivou-se avaliar a contribuição do colmo principal e dos perfilhos na formação dos componentes da produção de grãos do arroz irrigado por inundação, cv. IAC 102, sob cultivo tardio, em função da densidade de semeadura. O trabalho foi conduzido sob túnel plástico, na FCA-UNESP/Botucatu(SP), em caixas de 500L. O delineamento experimental foi o inteiramente casualizado, com quatro repetições. Os tratamentos foram: 200, 300 e 400 sementes viáveis m<sup>-2</sup>. Verificou-se que, em cultivo tardio, 200 sementes corresponderam a maior produtividade de grãos, visualizada pela massa total de espiguetas granadas. Independente da participação dos colmos principais e dos perfilhos, a variação da densidade de semeadura possibilitou constatar a plasticidade dos componentes vegetativos e da produção, de modo que, quando um aumenta o outro é reduzido.

**Termos para indexação:** *Oryza sativa*, componentes de produção, fisiologia da produção

---

2. FCA/Unesp/Campus de Botucatu, Departamento de produção vegetal, Fazenda Experimental Lageado.

## INTRODUÇÃO

Os trabalhos conduzidos para identificar a densidade ideal de semeadura visam determinar a população de plantas que é capaz de explorar de maneira mais eficiente e completa uma determinada área de solo (ALMEIDA et al., 2000). Assim, deve existir um número ideal de plantas que possibilite a obtenção da máxima produtividade de arroz irrigado por inundação. Nesse contexto, ressalta-se que o manejo adequado da densidade de semeadura, além de melhorar a utilização dos fatores ambientais e ser uma prática de fácil adoção, não eleva, de forma substancial, os custos de produção da lavoura (RIEFFEL NETO et al., 2000). Outro aspecto seria o de não se gastar sementes além do necessário (DARIO et al., 1988), mesmo porque, em populações muito densas pode ocorrer competição inicial entre plântulas, ficando os colmos mais frágeis, sujeitos ao acamamento, as panículas são menores e as plantas estão mais predispostas a doenças fúngicas (PEDROSO, 1994).

A produtividade de uma cultura é o resultado do efeito de vários fatores, dentre estes se destaca a densidade de semeadura, pelo fato de influenciar diretamente sobre os componentes vegetativos e da produção (NAKAGAWA et al., 2000). Dessa forma, vários foram os estudos sobre os efeitos da densidade de semeadura na produtividade de grãos do arroz irrigado por inundação (ANDRADE & AMORIM NETO, 1995; FAGUNDES et al., 1997; RIEFFEL NETO, 2000), porém, há controvérsias e poucos trabalhos esclarecem a contribuição dos colmos principais e dos perfilhos na produção. Portanto, acredita-se que dentre as práticas culturais a serem consideradas na implantação da cultura do arroz, a densidade de semeadura deve governar, em grande parte, a participação dos colmos principais e dos perfilhos nos componentes vegetativos e da produção.

A maioria dos trabalhos recomendam a densidade de semeadura com limites muito grandes, entre 200 a 500 sementes viáveis por m<sup>2</sup>, em

função das respostas sobre a produtividade não serem significativas (PEDROSO, 1994; FAGUNDES et al., 1997; CANELLAS et al., 1997), pois a população de plantas influencia diferenciadamente os componentes vegetativos e da produção (DARIO et al., 1988). Nesse sentido, PEDROSO (1993) sugeriu existir a plasticidade dos componentes vegetativos e da produção com a variação do número de plantas por unidade de área, ou seja, deve ocorrer um processo de compensação, de modo que, quando um componente aumente o outro é reduzido (PEDROSO, 1987).

Com o aumento da densidade de semeadura além do convencionalmente utilizado, para cultivares do tipo moderno, alguns autores observaram uma tendência de aumento da produtividade (PEDROSO, 1989; SCHIOCHET & NOLDIN, 1991; FAGUNDES et al., 1997). Assim, como a planta de arroz tem a capacidade de perfilhar, pressupõe-se que nas maiores densidades a participação do colmo principal na produtividade será superior que nas menores, já que o perfilhamento deverá ser reduzido. Dessa forma, acredita-se que na colheita deva prevalecer as panículas dos colmos principais e que, por serem normalmente maiores em relação as dos perfilhos, favoreceram uma produtividade mais elevada.

Nas densidades muito baixas, pela capacidade de emissão de perfilhos com espiguetas férteis, o arroz apresenta a propriedade de preencher os espaços vazios na lavoura, compensando possíveis falhas existentes de ocupação da área. Contudo, o emprego de poucas sementes favorece a emissão de muitos perfilhos tardios, que terão grãos ainda não formados quando a maioria deveria ser colhido (PEDROSO, 1994). Em contrapartida, para semeaduras tardias, em regiões sujeitas a ocorrência de frio na fase reprodutiva do arroz, com cultivares do tipo moderno, requerem menores quantidades de sementes por hectare, com a finalidade de se aumentar a desuniformidade de idade entre os perfilhos, para proteger a lavoura de grandes perdas de produtividade (IRGA, 1997).

De acordo com o que foi exposto, este trabalho teve por objetivo avaliar a contribuição dos colmos principais e dos perfilhos na formação

dos componentes vegetativos e da produção de grãos do arroz cultivar IAC 102, em cultivo tardio no sistema irrigado por inundação, em função da densidade de semeadura.

## MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi realizado no Departamento de Produção Vegetal, da Faculdade de Ciências Agronômicas – UNESP / Botucatu (SP).

O delineamento experimental adotado foi o inteiramente casualizado, com quatro repetições. As densidades de semeadura empregadas foram de 200, 300 e 400 sementes viáveis por m<sup>2</sup>.

O cultivar utilizado IAC 102, pertencente ao grupo moderno, apresenta como principais características o ciclo médio (125 a 135 dias), porte médio (90 a 100cm), boa resistência ao acamamento, resistência moderada a brusone (*Pyricularia grisea*), grãos longos, rendimento de grãos inteiros em torno de 55% e produtividade variando de 4.000 a 7.000 kg ha<sup>-1</sup>, para semeadura de outubro a novembro (IAC, 1997).

A condução do trabalho se deu sob cobertura de túnel plástico sem as laterais teladas, em caixas d'água de cimento-amianto com capacidade de 500L, com área útil de 1m<sup>2</sup> e profundidade efetiva de 30cm, contendo Neossolo Flúvico Ta Eutrófico (EMBRAPA, 1999), retirado da camada arável (0-20cm) de uma área de várzea. As caixas possuíam entrada e saída de água individuais, com regulagem de admissão da lâmina de água por meio de torneiras e drenagem por tubos de PVC.

A preparação das caixas constou da aplicação de 3 t ha<sup>-1</sup> (300g por caixa) de calcário dolomítico (RAIJ et al., 1997), a fim de se evitar a toxidez por Fe, e revolvimento do solo, seguido de nivelamento com lâmina de água. A adubação mineral de semeadura constituiu-se de 10kg ha<sup>-1</sup> de N (sulfato de amônio), 40kg ha<sup>-1</sup> de P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> (superfosfato simples) e 40kg ha<sup>-1</sup> de K<sub>2</sub>O (cloreto de potássio) (RAIJ et al., 1997).

A semeadura foi efetuada manualmente no dia 28/01/1998, em quatro linhas de 1m por caixa, espaçadas de 20cm. A emergência ocorreu cinco dias após a semeadura. As caixas foram mantidas com lâmina de

água corrente de 10cm a partir do perfilhamento. A adubação mineral de cobertura foi realizada no estágio de primórdio da panícula (01/03/1998), aplicando-se 60kg ha<sup>-1</sup> de N (RAIJ et al., 1997). O florescimento ocorreu no dia 30/04/1998.

Foram avaliadas, no momento da colheita, considerando-se toda área útil da unidade experimental, as seguintes variáveis:

- a) Número de colmos e de panículas por metro quadrado: contagem do número total de colmos e de panículas;
- b) Número de perfilhos por planta: relação entre a contagem do número total de perfilhos pela contagem do número total de colmos principais;
- c) Comprimento das panículas dos colmos principais e dos perfilhos: distância em centímetros, entre o último nó do colmo (início do pedúnculo), até a extremidade superior da panícula (última espiguetas);
- d) Fertilidade dos colmos: em percentagem, por meio da relação entre a contagem do número total de panículas pela contagem do número total de colmos, multiplicado por cem;
- e) Número de espiguetas granadas por metro quadrado dos colmos principais e dos perfilhos: contagem do número de espiguetas granadas, após a separação das espiguetas chochas, através de equipamento com fluxo de ar contínuo (assoprador);
- f) Fertilidade das espiguetas por metro quadrado dos colmos principais e dos perfilhos: relação entre a contagem do número de espiguetas granadas pela contagem do número total de espiguetas, multiplicado por cem;
- g) Número de espiguetas granadas por panícula dos colmos principais e dos perfilhos: contagem do número de espiguetas granadas dividido pela contagem do número de panículas;
- h) Massa de espiguetas granadas por metro quadrado dos colmos principais, dos perfilhos e total: pesagem em gramas, da quantidade de espiguetas granadas colhidas;
- i) Percentagem de massa de espiguetas granadas por metro quadrado dos colmos principais e dos perfilhos;

j) Massa de 1000 grãos dos colmos principais e dos perfilhos: corrigido a 13% de umidade.

Os resultados foram submetidos à análise de variância, tendo-se comparado as médias pelo teste D.M.S. a 5%, utilizando-se o programa de computador SANEST (ZONTA & MACHADO, 1991).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

O número de colmos e de panículas por  $m^2$  foram estatisticamente maiores nas densidades de 300 e 400 sementes (Tabela 1). Fato semelhante foi constatado por PEDROSO & REGINATTO (1981) e PEDROSO (1983), onde essas duas variáveis aumentaram na medida em que se usaram mais sementes, seguindo uma mesma proporção entre si como no trabalho realizado por PEDROSO (1987). Entretanto, ao comparar-se as densidades de semeadura com os números de panículas por  $m^2$  (Tabela 1), nota-se que não obedeceram à mesma proporção, ou seja, na densidade mais baixa houve acréscimo da variável em questão, enquanto que nas mais elevadas ocorreu o contrário, assim como verificado por PEDROSO (1983). Isso, segundo PEDROSO & REGINATTO (1981), indica que altas densidades de plântulas, em uma população de arroz, podem causar competição entre as mesmas, principalmente, com a semeadura realizada em linhas (PEDROSO, 1987), como no atual experimento.

Tabela 1. Efeito da densidade de semeadura sobre o número de colmos e de panículas por  $m^2$ , o número de perfilhos por planta, o comprimento das panículas dos colmos principais e dos perfilhos

e a fertilidade dos colmos.

Trat. (Dens.)	Número m <sup>-2</sup> de		Número de perfilhos planta <sup>-1</sup>	Comprimento de panículas (cm)		Fertilidade dos colmos (%)
	colmos	panículas		colmo principal	perfilho	
200	470 B	227 B	2,46 A	20,0 A	17,2	47,5
300	659 A	287 A	1,89 AB	19,1 A	16,4	43,8
400	711 A	299 A	1,46 B	17,4 B	15,2	42,3
CV (%)	6,20	6,80	12,30	4,50	8,40	7,40

Médias seguidas sem letras ou por letras iguais em cada coluna, não diferem entre si pelo teste D.M.S. a 5% de probabilidade.

A maior competição entre plantas nas densidades mais elevadas, de acordo com o parágrafo supracitado, confirma-se ao se analisar o número de perfilhos por planta (Tabela 1), onde se verifica que houve redução significativa no perfilhamento na medida em que se aumentou a densidade de sementeira. Além disso, na maior densidade utilizada, o comprimento das panículas provenientes dos colmos principais foi menor (Tabela 1), provavelmente, devido à maior competição, uma vez que essa variável é o dreno mais forte no processo de distribuição de fotoassimilados. Já para os perfilhos não houve diferença estatística no comprimento da panícula (Tabela 1), fato esse, também, observado no trabalho de PEDROSO (1987), só que em todas as panículas.

Quanto à fertilidade dos colmos, isto é, o resultado em percentagem da transformação de gemas vegetativas em reprodutivas, observou-se que não foi influenciada significativamente (Tabela 1). Isso indica que as plantas de arroz, independentemente da densidade de sementeira e da participação dos colmos principais e dos perfilhos, sofrem um ajustamento para gerar a mesma percentagem de panículas por m<sup>2</sup>. Portanto, de modo geral, no presente trabalho, constatou-se um efeito de compensação, de modo que, quando um componente vegetativo aumentava outro era reduzido (PEDROSO, 1987).

A elevação do número de panículas por unidade de área com o aumento da densidade de semeadura (Tabela 1), alterou de forma negativa o número de espiguetas granadas das panículas originadas dos perfilhos, reduzindo essa variável na densidade de 400 sementes (Tabela 2). Esse efeito de compensação (PEDROSO, 1987) foi igualmente verificado por DARIO et al. (1988) e PEDRODO (1994), só que para o número total de espiguetas, independentemente se eram provenientes dos colmos principais ou dos perfilhos. Contudo, no presente trabalho, efeito similar não foi verificado exclusivamente para os colmos principais (Tabela 2), onde não se observou diferença entre o número de espiguetas granadas por m<sup>2</sup>.

No caso da fertilidade das espiguetas por m<sup>2</sup> (Tabela 2), observou-se efeito significativo em função dos tratamentos aplicados, havendo relação inversa entre as provenientes dos colmos principais e dos perfilhos com o aumento da densidade de semeadura. Dessa forma, na maior densidade, que gerou o menor perfilhamento (Tabela 1), a fertilidade das espiguetas por m<sup>2</sup>, resultante dos colmos principais, foi mais elevada (Tabela 2). Isso sugere que houve apenas um ajustamento no processo de distribuição de fotoassimilados, em função da competição intraespecífica ocorrida entre as plantas de arroz, nas maiores densidades.

Tabela 2. Efeito da densidade de semeadura sobre o número de espiguetas granadas por m<sup>2</sup>, a fertilidade das espiguetas por m<sup>2</sup> e o número de espiguetas granadas por panícula, dos colmos principais e dos perfilhos.

Trat. (Dens.)	Número de espiguetas granadas		Fertilidade (%) das espiguetas m <sup>-2</sup>		Número de espiguetas granadas panícula <sup>-1</sup>	
	colmo principal	perfilho	colmo principal	perfilho	colmo principal	perfilho
200	3.185	1.086 A	74,7 B	25,3 A	27	11
300	3.848	921 A	81,2 AB	18,8 AB	25	10
400	2.891	174 B	94,3 A	5,7 B	11	5
CV (%)	27,40	41,30	12,29	35,43	26,70	30,20

Médias seguidas sem letras ou por letras iguais em cada coluna, não diferem entre si pelo teste D.M.S. a 5% de probabilidade.

Ao analisar-se o número de espiguetas granadas por panículas dos colmos principais e dos perfilhos, embora não tenha ocorrido diferença estatística entre os tratamentos, verifica-se que houve tendência de redução com o aumento da densidade de semeadura (Tabela 2). Essa inferência pode ser explicada pela competição por luz, água e nutrientes que se estabelece entre as plantas nas densidades maiores. Portanto, em densidades elevadas, a planta de arroz preferencialmente formará um número menor de espiguetas granadas por panícula, ao invés de várias mal formadas. Isso evidencia a existência da plasticidade dos componentes da produção do arroz, em resposta à densidade de semeadura (PEDROSO, 1993).

Com relação à massa de espiguetas granadas por  $m^2$  (Tabela 3), a menor densidade proporcionou valor mais elevado nos colmos principais em relação às maiores densidades e, nos perfilhos, em comparação à densidade de 400 sementes viáveis por  $m^2$ . Comportamento semelhante ao dos colmos principais foi verificado para a massa total de espiguetas granadas por  $m^2$ , sendo esse resultado o inverso do observado para o número de panículas por  $m^2$  (Tabela 1). Portanto, o aumento da densidade de semeadura resulta em maior número de panículas que, no entanto, apresentam menor número de espiguetas bem formadas (PEDROSO, 1994).

Tabela 3. Efeito da densidade de semeadura sobre a massa de espiguetas granadas por  $m^2$  dos colmos principais, dos perfilhos e total, a percentagem da massa de espiguetas granadas por  $m^2$  e a massa de 1000 grãos, dos colmos principais e dos perfilhos.

Trat. (Dens.)	Massa de espiguetas granadas $m^2$ (g)			% massa de espiguetas granadas $m^2$		Massa de 1000 grãos (g)	
	colmo principal	perfilho	total	colmo principal	perfilho	colmo principal	perfilho
200	107,8 A	19,2 A	126,8 A	85,2	14,8	29,6	27,6
300	79,2 B	5,6 AB	90,4 B	88,4	11,6	28,9	26,3
400	65,6 B	4,0 B	73,6 B	89,3	10,7	27,8	25,3
CV (%)	16,17	49,89	17,60	6,21	20,97	4,88	7,07

Médias seguidas sem letras ou por letras iguais em cada coluna, não diferem entre si pelo teste D.M.S. a 5% de probabilidade.

Cabe ressaltar que os baixos valores obtidos, tanto para o número de espiguetas granadas por panícula (Tabela 2), como para a massa dessas espiguetas por  $m^2$  (Tabela 3), devem-se a semeadura tardia (28/01/1998), além da época recomendada na região de Botucatu (SP), sujeita à ocorrência de frio na fase reprodutiva do arroz. Assim, as baixas temperaturas após a diferenciação do primórdio das panículas, que foram constatadas no decorrer do experimento (mínimas inferiores a  $18^{\circ}\text{C}$ ), aliadas a maior competição entre plantas, nas maiores densidades, provavelmente, foram os responsáveis pela redução das variáveis em questão. Nesse contexto, segundo Recomendações Técnicas da Pesquisa para o Arroz Irrigado (IRGA, 1997), na utilização de cultivar do tipo moderno em semeadura tardia, deve-se optar por menores densidades de semeadura, objetivando aumentar a desuniformidade de idade entre os perfilhos para proteger a lavoura de grandes perdas. Isso vem explicar o porque do maior valor obtido para massa total de espiguetas granadas por  $m^2$  na menor densidade (Tabela 3).

Na Tabela 3, verifica-se que não houve diferença estatística na participação dos colmos principais e dos perfilhos, em função da densidade de semeadura, sobre a percentagem da massa de espiguetas granadas por m<sup>2</sup>. Além disso, constata-se que a variação entre os valores do colmo principal e dos perfilhos foi proporcional em todos os tratamentos, sendo que, independente da densidade empregada, sempre houve maior participação dos colmos principais como dreno mais forte.

A massa de 1000 grãos, dos colmos principais e dos perfilhos, também não sofreu influência da variação nas densidades estudadas (Tabela 3). Essa falta de resposta, provavelmente, deve-se ao fato de que essa variável é afetada, em maior intensidade, por fatores genéticos do que externos, já que a massa de grãos é um caráter varietal estável, além de sua variação percentual ser muito pequena a ponto de detectar-se diferenças estatísticas.

## CONCLUSÕES

Com base nos resultados verificados e nas condições em que foi conduzido o experimento, pôde-se concluir que:

- a) a densidade de semeadura do arroz irrigado por inundação, em função da competição intraespecífica proporcionada, influencia diferenciadamente a contribuição dos colmos principais e dos perfilhos, sendo que, em cultivo tardio, 200 sementes viáveis por metro quadrado corresponderam a maior produtividade de grãos, visualizada pela massa total de espiguetas granadas por metro quadrado;
- b) independentemente da participação dos colmos principais e dos perfilhos, a variação da densidade de semeadura possibilitou constatar a plasticidade existente entre os componentes vegetativos e da produção

do arroz, onde há um efeito de compensação ou ajustamento, de modo que, quando um aumenta o outro é reduzido.

**CRUSCIOL, C.A.C., LIMA, E.V., ANDREOTTI, M., SILVA, R.H., GONÇALVES, J.R.P. Seeding density in late cultivation of lowland rice and contribution of main culms and tillers for grain yield. Cultura Agronômica, Ilha Solteira.**

**SUMMARY:** Seeding density stands out as one of most important factors on the establishment of rice culture. The objective of this research was to evaluate the contribution of the main culms and tillers for the yield components of lowland rice cv. IAC 102 grown, in late cultivation, as a function of sowing rate. The experiment was carried out at Botucatu, SP, Brazil, in boxes of 500L under plastic house conditions. The experimental design was a completely randomized design with four reapplications. The treatments consisted of: 200, 300 and 400 viable seeds  $m^{-2}$ . Density of 200 seeds allowed the maximum grain yield, verified by the total mass of plump spiklets. Independent of participation of the main culms or tillers, the variation of seeding density between both yield component allowed to verify a balance (plasticity). When one component of the yield increased the other one was reduced..

**KEY WORDS: ORYZA SATIVA, YIELD COMPONENT, YIELD PHYSIOLOGY**

## **REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

ANDRADE, W.E.B.; AMORIM NETO, S. Densidade de semeadura e espaçamento entre linhas em cultivares de arroz irrigado no estado do Rio de Janeiro. **Lav. Arrozeira**, v.48, p.9-11, 1995.

ALMEIDA, M.L.; MEROTTO JUNIOR, A.; SANGOI, L.; ENDER, M.; GUIDOLIN, A.F. Incremento na densidade de plantas: uma alternativa para aumentar o rendimento de grãos de milho em regiões de curta estação estival de crescimento. **Ciência Rural**, v.30, p.23-29, 2000.

Cultura agronômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.16-30, 2005

CANELLAS, L.P.; SANTOS, G.A.; MARCHEZAN, E. Efeito de práticas de manejo sobre o rendimento de grãos e a qualidade industrial dos grãos em arroz irrigado. **Ciência Rural**, v.27, p.375-379, 1997.

DARIO, G.J.A.; DARIO, P.W.; ONODA, S.M.; RIBEIRO, R.C.S.; VIEIRA, J.V. Efeito de espaçamentos e densidades de semeadura na cultura do arroz (*Oryza sativa* L.) irrigado em várzea do vale do sapucaí, Minas Gerais. In: REUNIÃO DA CULTURA DO ARROZ IRRIGADO, 17, Pelotas, 1988. **Anais**. Pelotas: Embrapa-Cpatb, 1988. p.126-130.

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

FAGUNDES, P.R.R.; MACHADO, M.O.; MAGALHÃES JUNIOR, A.M.; TERRES, A.L.; LANNES, S.D.; SILVA, J.F.S. Efeito da densidade de semeadura e do espaçamento entre fileiras, sobre o rendimento de grãos de cinco genótipos de arroz irrigado (*Oryza sativa* L.), 1994/95. In: REUNIÃO DA CULTURA DO ARROZ IRRIGADO, 22, Balneário Camboriú, 1997. **Anais**. Itajaí: Epagri-Irga-Embrapa/Cpact, 1997. p.191-193.

IAC (Instituto Agrônomo de Campinas). **Cultivares elite**. Campinas, 1997. 57p.

IRGA (Instituto Rio-Grandense do Arroz). **Arroz irrigado**: recomendações técnicas da pesquisa para o sul do Brasil. 4.ed. Itajaí: Epagri/Embrapa-Cpact/Irga, 1997. 80p.

NAKAGAWA, J.; LASCA, D.C.; NEVES, G.S.; NEVES, J.P.S.; SILVA, M.N.; SANCHES, S.V.; BARBOSA, V.; ROSSETTO, C.A.V. Densidade de plantas e produção de amendoim. **Scientia Agrícola**, v.57, p.67-73, 2000.

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.16-30, 2005

PEDROSO, B.A. Densidade de semeadura para arroz irrigado. In: REUNIÃO DA CULTURA DO ARROZ IRRIGADO, 12, Porto Alegre, 1983. **Anais**. Porto Alegre: Irga, 1983. p.95-98.

PEDROSO, B.A. Densidade e espaçamento entre linhas para arroz (*Oryza sativa* L.) irrigado. **Lav. Arrozeira**, v.40, p.6-59, 1987.

PEDROSO, B.A. Efeito do ponto de colheita de duas cultivares de arroz irrigado em quatro densidades de semeadura. In: REUNIÃO ANUAL DO ARROZ IRRIGADO, 18, Porto Alegre, 1989. **Anais**. Porto Alegre: Irga, 1989. p.183-190.

PEDROSO, B.A. Efeito do ponto de colheita de duas cultivares de arroz irrigado em quatro densidades de semeadura 1991/1992. In: REUNIÃO DA CULTURA DO ARROZ IRRIGADO, 10, Pelotas, 1993. **Anais**. Pelotas: Cpact, 1993. p.112.

PEDROSO, B.A. Efeito do ponto de colheita de duas cultivares de arroz irrigado em quatro densidades de semeadura. **Lav. Arrozeira**, v.47, p.3-5, 1994.

PEDROSO, B.A.; REGINATTO, M.P.V. Densidade de semeadura em arroz irrigado. In: REUNIÃO DA CULTURA DO ARROZ IRRIGADO, 11, Pelotas, 1981. **Anais**. Pelotas: Uepae, 1981. p.141-145.

RAIJ, B. van; CANTARELLA, H. Cereais: milho para grão e silagem. In: RAIJ, B. van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A.; FURLANI, A.M.C. (Ed.). **Recomendações de calagem e adubação para o Estado de São Paulo**. Campinas: Instituto Agrônômico, 1997. p.56-59. (Boletim técnico, 100).

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.16-30, 2005

RIEFFEL NETO, S.R.; SILVA, P.R.F.; MENEZES, V.G.; MARIOT, C.H.P. Resposta de genótipos de arroz irrigado ao arranjo de plantas. **Pesq. Agropec. Bras.**, v.35, p.2383-2390, 2000.

SCHIOCCHET, M.A.; NOLDIN, J.A. Efeito da densidade de três cultivares de arroz irrigado sobre o rendimento de grãos e algumas características agronômicas. In: REUNIÃO DA CULTURA DO ARROZ IRRIGADO, 19, Camboriú, 1991. **Anais**. Florianópolis: Empasc, 1991. p.106-110.

ZONTA, E.P.; MACHADO, A.A. **Manual do SANEST**: sistema de análise estatística para microcomputadores. Pelotas: Universidade Federal de Pelotas, 1991.

# VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO E DA PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO ARROZ

KITAMURA, ALINE EMY<sup>1</sup>  
CARVALHO, MOREL DE PASSOS E<sup>1</sup>

Variabilidade espacial de atributos químicos do solo e da produtividade da cultura do arroz. **Cultura Agronômica**, Ilha Solteira, v.00, n. 000, 2003.

**RESUMO:** O trabalho foi realizado na Fazenda Experimental de Ensino e Pesquisa-UNESP-Ilha Solteira. O objetivo foi estudar a variabilidade e a dependência espacial de atributos químicos do solo e do arroz, visando implementar o nível de produtividade agronômica atual. Os atributos estudados foram fósforo, matéria orgânica, pH, saturação por bases, saturação por alumínio, necessidade de calagem para elevação do V% a 70%, produtividade da planta e produtividade de grãos. Os atributos do solo apresentaram forte dependência espacial; os da planta evidenciaram sua ausência. A análise da dependência espacial evidenciou que mais da metade da área estudada possuiu níveis de fertilidade do solo entre médios e baixos. Concluiu-se, que se o objetivo for de elevar a produtividade média do arroz, tida como baixa (3,3 t/ha de produção de grãos), uma vez que a média nacional varia entre 3,5 e 7,5 t/ha, pode-se localizar espacialmente a quantidade ideal de adubo para esse intento.

**Termos de indexação:** geoestatística, dependência espacial, atributos químicos do solo, cultura do arroz.

---

<sup>1</sup> Unesp/Campus de Ilha Solteira, Av. Brasil 56, Ilha Solteira-SP

**KITAMURA, A. E. & CARVALHO, M. P. Spatial variability of chemical attributes of soil and rice crop productivity, Cultura Agronômica, Ilha Solteira.**

## **SPATIAL VARIABILITY OF CHEMICAL ATTRIBUTES OF SOIL AND RICE CROP PRODUCTIVITY**

**SUMMARY:** The research was carried at the Experimental Station of UNESP- Ilha Solteira. The objective was to study the variability and spatial dependence of some soil chemical attributes and of rice crop, aiming to implement the level of current agronomic productivity. The studied attributes were phosphorus, organic substance, pH, saturation for bases, saturation for aluminium, necessity of calagem for rise of V% 70% productivity of the plant, and productivity of grains. The soil attributes showed strong spatial dependence, while the plant attributes evidenced its absence, that is, pure effect nugget. The analysis of the spatial dependence showed that, in the general, more of the half of the studied area had levels of fertility of soil between medium and low. Thus, if the objective will be to raise the average productivity of the rice crop, had as low (3.3 t/ha of grains production), so that the national average varies between 3.5 and 7.5 t/ha, can, with these conclusions, to locate spatially the ideal amount of fertilizer for this intention.

**Key words:** geostatistic, spatial dependence, soil chemical attributes, rice crop.

## INTRODUÇÃO

Numa paisagem natural os solos apresentam uma ampla variabilidade dos seus atributos, tanto no sentido espacial como no volumétrico, resultante da interação dos processos que comandam os fatores de sua formação. Segundo os princípios básicos da experimentação, estabelecidos através do método estatístico clássico, a variabilidade do solo ocorre de forma inteiramente aleatória, admitindo-se que seus atributos possuam uma distribuição de frequência do tipo normal (SANTOS & VASCONCELOS, 1987). Entretanto, vários estudos têm relatado que os atributos do solo apresentam intensa dependência espacial necessitando, portanto, de uma análise geoestatística.

A presença da dependência espacial, nos atributos do solo, foi a mola propulsora que alavancou o desenvolvimento da geoestatística como ciência. Baseado nestas observações, MATHERON (1971) desenvolveu a teoria das variáveis regionalizadas, em que os valores de um atributo do solo estão, de alguma forma, relacionados com a sua distribuição espacial. Portanto, observações tomadas a curtas distâncias devem ser mais semelhantes em magnitude do que aquelas mais distantes.

Atualmente a pesquisa da ciência do solo tem-se apoiado intensamente na utilização da geoestatística, que juntamente com a estatística clássica formaram uma dupla de extraordinária importância agrônoma, devido a inúmeras respostas dadas às mais variadas questões existentes que, até então, eram ignoradas. dessa forma, o objetivo do presente trabalho, realizado em um solo sob cultivo de arroz no município de selvíria (ms), foi o de se estudar, a variabilidade e a dependência espacial de alguns atributos químicos do solo, visando-se implementar os seus aspectos de manejo e conservação.

## MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido na Fazenda Experimental de Ensino e Pesquisa – Faculdade de Engenharia– UNESP – Campus de Ilha Solteira, localizada no município de Selvíria (MS), numa área com plantio convencional cultivada com arroz (*Oriza sativa* –L). A área experimental está localizada, em termos gerais, na longitude 51°27'00"W e na latitude 22°23'00"S, com uma altitude média de 345 m. Sua precipitação média anual é de 1300 mm. A temperatura média anual é de 23,7°C, assim como nos meses mais frios (junho e julho) de 20,6°C e nos meses mais quentes (janeiro e fevereiro) de 25,7°C. O tipo climático é Aw, segundo critério de Koeppen, caracterizado por apresentar-se como tropical úmido com estação chuvosa no verão e seca no inverno. Através do levantamento detalhado do solo, efetuado por DEMATTÊ (1980), assim como, utilizando-se o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 1999) solo utilizado no presente trabalho foi um LATOSSOLO VERMELHO Distrófico típico argiloso, A moderado, hipodistrófico, álico, caulínítico, férrico, compactado, muito profundo, moderadamente ácido (LVd).

A grande malha experimental estudada ficou constituída de 6 transeções paralelas, estabelecidas de forma perpendicular aos terraços (no sentido do declive), contendo 6 pontos amostrais por transeção. Neste caso, o espaçamento utilizado entre tais pontos foi de 5,0 m x 5,0 m, num subtotal de 36 pontos, numa área total de 900m<sup>2</sup>. Entretanto, também foram alocadas por sorteio dentro da grande malha, mais 6 transeções, visando-se

detalhar o estudo da dependência espacial dos dados. Como as 6 transeções adicionaram mais 24 pontos amostrais, o total deles foi de 60.

Segundo RAIJ et al. (1987), foram feitas as análises químicas do solo para fins de fertilidade, sendo processadas no Laboratório de Fertilidade do Solo da Faculdade de Engenharia – FE / UNESP / Campus de Ilha Solteira. Na determinação do número mínimo de subamostras, foram utilizados os resultados analíticos das amostras simples para o cálculo da variabilidade dos atributos do solo e da planta através dos parâmetros estatísticos indicados na seguinte equação, segundo SOUZA (1992):

$$n = \left[ (t_{\alpha} \cdot CV) / D \right]^2 \dots\dots\dots(1)$$

em que **n** é o número médio de subamostras; **t** é o valor do teste t de Student para o nível de probabilidade **α** (5%); **CV** é o coeficiente de variação (%), e **D** é o erro em torno da média (10%).

Os atributos químicos do solo estudados foram: fósforo (P), matéria orgânica (MO), pH, índice de saturação por bases (V%) e por alumínio (m%), necessidade de calagem para elevação do V% a 70% (NC70). Os atributos da planta foram a produção de palha (PP) e produção de grãos (PG). Para cada atributo foi efetuada a análise descritiva inicial dos dados através da estatística clássica. Utilizando-se o SAS (SCHLOTZHAVER & LITTELL, 1997), foram calculados a média, mediana, moda, valores mínimo e máximo, desvio padrão, variância, coeficiente de variação, curtose e assimetria. Também foi efetuada a análise da distribuição de frequência dos dados. Para testar a hipótese de normalidade, ou de lognormalidade dos dados, foi utilizado o teste Shapiro–Wilk a 1%. A estatística W testa a hipótese nula, a qual julga ser a amostra proveniente de uma população com distribuição normal. Assim, no caso de dados transformados na forma logarítmica ( $y = \ln x$ ), W testa a hipótese nula de que os valores  $y_i$  provêm de uma distribuição normal, isto é, os dados não transformados ( $w_i$ ) ajustam-se a uma distribuição lognormal. Em seguida, também para cada atributo, foi efetuada a análise da dependência espacial através do semivariograma. Foi utilizado o software GS+ (ROBERTSON, 1998), sendo que os semivariogramas foram ajustados aos seus modelos, de

acordo com: a) maior valor do coeficiente de determinação ( $r^2$ ); b) menor valor da soma dos quadrados dos desvios (SQD), e c) maior valor do avaliador da dependência espacial (ADE), dado por:

$$ADE=(C/(C+Co)).100 \dots\dots\dots(2)$$

em que **ADE** é o avaliador da dependência espacial, **C** é a variância estrutural, e **C+Co** é o patamar. Para cada atributo do solo estudado, foram relacionados o respectivo efeito pepita ( $C_0$ ), alcance ( $A_0$ ) e o patamar ( $C_0+C$ ), assim como, analisado o avaliador de dependência espacial (ADE), conforme sugestões de ISAACS & SRIVASTAVA (1989). Finalmente, foram obtidos, por meio da interpolação por krigagem, os gráficos de superfície de tendência para o detalhamento da variabilidade espacial dos atributos estudados, através da aplicação do programa computacional Surfer (KECKLER, 1995).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

O Quadro 1 apresenta as medidas estatísticas descritivas e a distribuição de frequência dos atributos químicos do arroz e de um Latossolo Vermelho Distrófico de Selvíria (MS), na profundidade de 0,00 a 0,10m do solo estudado. Sua análise revelou que a grande maioria dos atributos estudados apresentaram a distribuição do tipo lognormal, os quais foram o P, MO, pH, V%, m% e NC70. A PP e a PG apresentaram distribuição normal. Portanto, os dados do presente estudo concordaram parcialmente com os de SOUZA et al. (1997).

Os atributos que seguiram a distribuição do tipo normal (PP e PG) apresentaram fraca assimetria e coeficiente de variação variando entre 49,1% e 57,0%. Em contrapartida, aqueles que seguiram a distribuição do tipo lognormal (P, MO, pH, V%, m% e NC70) apresentaram forte assimetria e coeficientes de variação variando entre 7,3% e 115,5% (Quadro 1), ficando de acordo com OLIVEIRA et al. (1999).

Quadro 01: Medidas estatísticas descritivas e distribuição de frequência dos atributos da cultura do arroz e de um Latossolo Vermelho Distrófico de Selvíria (MS), na profundidade de 0,00 a 0,10m.

Atributo	Medidas estatísticas descritivas											Distribuição de frequência <sup>(a)</sup>	
	Média	Mediana	Moda	Erro padrão da média	Valor			Desvio padrão	Variância	Coeficiente			
					Mínimo	Máximo	Amplitude			Varição (%)	Curto-se		Assimetria
P (mg/dm <sup>3</sup> )	42,367	45,000	45,000	2,377	10,000	108,000	98,000	18,412	339,016	43,460	1,481	0,469	L
MO (g/dm <sup>3</sup> )	32,850	32,000	32,000	0,310	28,000	39,000	11,000	2,400	5,757	7,304	-0,383	0,305	L
pH	5,040	5,000	5,100	0,075	4,200	6,700	2,500	0,580	0,335	11,489	1,152	1,103	L
V% (%)	55,433	54,000	54,000	1,825	32,000	88,000	56,000	14,134	199,775	25,498	-0,280	0,434	L
m% (%)	4,700	2,000	0,000	0,701	0,000	21,000	21,000	5,428	29,468	115,498	0,484	1,128	L
NC <sub>70</sub> (t/ha)	1,979	1,820	0,000	0,191	0,000	5,400	5,400	1,481	2,193	74,851	-0,809	0,285	L
PP (t/ha)	2,778	2,650	2,282	0,176	0,032	6,218	6,186	1,365	1,863	49,134	-0,152	0,242	N
PG (t/ha)	3,330	3,251	5,465	0,245	0,028	7,227	7,199	1,899	3,608	57,040	-0,743	0,246	N

<sup>(a)</sup> N = distribuição normal; L = distribuição lognormal.

Desta forma, no presente trabalho, a média constituiu-se numa boa medida para representar os parâmetros PP e PG, ao passo que, para os parâmetros restantes, a medida de boa representatividade foi dada pela mediana. Nas situações em que a distribuição lognormal foi observada (P, MO, pH, V%, m% e NC70), o coeficiente de assimetria foi sempre positivo e forte, uma vez que seus valores variaram entre 0,285 e 1,128. Este fato caracteriza a curva de distribuição de frequência com um alongamento da sua cauda à direita, no qual concentram-se elevados valores do atributo analisado. Conseqüentemente, indica haver uma elevada frequência de valores abaixo da média, sendo válido o inverso. Portanto, uma vez que os valores ótimos do P e do pH do solo são respectivamente de 41 a 80 mg/dm<sup>3</sup> e 5,6 a 6,0 (LOPES, 1998), tal fato ficou em acordo com o valor levemente alto do P, no presente trabalho, que foi de 45 mg/dm<sup>3</sup>. Entretanto, ficou em desacordo com o valor médio do pH, que foi de 5,0. Sendo assim, tal fato pôde ter atestado a baixa produtividade mediana de grãos de arroz, que foi

3,251 t/ha, comprovado por BHATTI et al. (1991), de que o comportamento da produtividade vegetal acompanha a distribuição de nutrientes do solo.

O coeficiente de variação é uma medida adimensional da dispersão dos dados. Como a sua principal finalidade é a de fornecer uma idéia da precisão do experimento, ele foi classificado como: a) baixo, se menor do que 10%; b) médio, quando de 10 a 20%; c) alto, quando de 20 a 30%, e d) muito alto, se maior do que 30%. Os dados de análises de solo de cerrado comumente apresentam-no com valores altos e muito altos (SPIEGEL, 1985). O menor coeficiente de variação encontrado foi de 7,30%, para a MO, e o maior, de 115,50%, para o m%. Adotando-se o critério de classificação proposto por GOMES (1984), seus valores revelaram-se como (Quadro 1): a) muito altos para o P, m%, NC70, PP e PG, concordando com o dado pesquisado por TAKEDA (2000), que no geral obtiveram a mesma magnitude de tal coeficiente para o P; b) alto apenas para V%, estando de acordo com SOUZA et al. (1997); c) médio para o pH, ficando de acordo com SANCHEZ (1999); d) baixo para a MO, concordando com o obtido por CARVALHO et al. (1998). Portanto, no presente trabalho ficou constatado o seguinte, em relação à variabilidade dos atributos estudados: a) variabilidade muito alta: P, m%, NC70, PP e PG; b) variabilidade alta: V%; c) variabilidade média: pH, e d) baixa variabilidade: MO.

SOUZA (1992) observou haver uma correlação diretamente proporcional entre a amplitude dos dados e o coeficiente de variação. Portanto, ficando de acordo com o referido autor, as amplitudes observadas entre os valores mínimos e máximos, para os atributos analisados no presente trabalho (Quadro 1), também retrataram muito bem os respectivos coeficientes de variação obtidos. Assim, nos atributos com coeficientes de variação muito altos, tais valores foram de: a) P, de 10 a 108 (10,8 vezes maior); b) m%, de 0 a 21 ; c) NC70, de 0 a 5,4; d) PP, de 0,032 a 6,218 (194,3 vezes maior) e e) PG, de 0,028 a 7,227 (258,1 vezes maior). Em contrapartida, para o atributo com baixo coeficiente de variação (MO) tais valores foram de 28 a 39 (1,4 vezes maior).

O Quadro 2 apresenta os parâmetros dos modelos, avaliador e classe de dependência espacial dos semivariogramas ajustados aos atributos da cultura do arroz e de um Latossolo Vermelho Distrófico de Selvíria (MS), na profundidade de 0,00 a 0,10 m, ajustados para os atributos químicos do solo estudado.

A análise geoestatística, efetuada através do semivariograma, mostrou que apenas os atributos do solo apresentaram dependência espacial, uma vez que a PP e a PG apresentaram efeito pepita puro, o que determinaria uma distribuição aleatória dos seus dados (Quadro 2). Todos os semivariogramas ajustaram-se ao modelo esférico, com o avaliador da dependência espacial (ADE) variando entre 84,1% (MO) e 100% (m%). Em relação ao modelo de ajuste do semivariograma, todos os dados do presente ficaram de acordo com os de SALVIANO et al. (1998), que estudaram os seguintes atributos P, MO, pH e V%. Os valores da soma dos quadrados dos desvios (SQR), obtidos para os ajustes dos atributos estudados, variaram entre  $1,558.10^{-3}$  (pH) e 3.354,000 (V%). Todos os atributos do solo apresentaram, na grande maioria dos casos, elevados coeficientes de determinação ( $r^2$ ), uma vez que seus valores variaram entre 0,815 (NC70) e 0,982 (m%).

Quadro 02: Parâmetros dos modelos, avaliador e classe de dependência espacial dos semivariogramas ajustados aos atributos da cultura do arroz e de um Latossolo Vermelho Distrófico de Selvíria (MS), na profundidade de 0,00 a 0,10m.

Atributo	Parâmetros							(c) ADE (%)	Classe de dependência espacial
	Mo- delo	Efeito Pepita (Co)	Patamar (Co+C)	Variância Estrutural (C)	Alcance (m)	(a) $r^2$	(b) SQR		
P (mg/dm <sup>3</sup> )	esf	15,000	440,900	425,900	40,030	0,972	2033,000	96,6	forte
MO (g/dm <sup>3</sup> )	esf	0,860	5,417	4,557	16,340	0,946	0,986	84,1	forte
pH	esf	10 <sup>-4</sup>	0,187	0,186	12,390	0,947	1,558.10 <sup>-3</sup>	99,6	forte
V% (%)	esf	13,600	310,200	296,600	36,470	0,939	3354,000	95,6	forte
m% (%)	esf	0,010	24,150	24,140	16,150	0,982	14,100	100,0	forte
NC <sub>70</sub> (t/ha)	esf	0,001	1,744	1,743	9,250	0,815	0,559	99,9	forte
PP (t/ha)	epp <sub>(d)</sub>	1,712	-	-	-	-	1,110	-	-
PG (t/ha)	epp <sub>(d)</sub>	3,642	-	-	-	-	2,230	-	-

(a)  $r^2$  = coeficiente de determinação; (b) SQR = soma dos quadrados dos desvios; (c) ADE = avaliador da dependência espacial; (d) epp = efeito pepita puro e (e) esf=esférico.

O efeito pepita é um importante parâmetro do semivariograma que indica a variabilidade não explicada, que pode ser originada dos erros de medição ou de microvariações não detectadas, quando é considerada a distância de amostragem utilizada (OLIVEIRA et al., 1999). Este parâmetro pode ser expresso pela equação (2), quando o objetivo for o de facilitar a comparação do grau de dependência espacial entre as variáveis estudadas, assim como entre as de outras pesquisas (TRANGMAR et al., 1985). Para possibilitar tais comparações, foi utilizada a classificação de ROBERTSON (1998), em que são considerados de dependência espacial forte os semivariogramas que têm um avaliador da dependência espacial (ADE) > 75%; de dependência espacial moderada, quando 25% < ADE ≤ 75%, e de dependência fraca, quando o ADE ≤ 25%. A análise do Quadro 2 revelou que o avaliador da dependência espacial (ADE) teve os seguintes valores, relacionados em ordem crescente para cada atributo estudado: 1) MO de 84,1%, 2) V% de 95,6%, 3) P de 96,6%, 4) pH de 99,6%, 5) NC70

de 99,9%, e 6) m% de 100%. Portanto, pôde-se concluir que todos os atributos apresentaram forte dependência espacial, ao passo que CAVALCANTE (1999) apresentaram-no com moderada dependência. Por outro lado, SALVIANO et al. (1998) apresentaram a MO com forte dependência espacial.

Uma forte dependência espacial dos atributos do solo é atribuída aos fatores intrínsecos (fatores de formação, que são o material de origem, relevo, clima, organismos e tempo), ao passo que, aos extrínsecos (adubação, calagem, entre outros) pode-se atribuir fraca dependência (CAMBARDELLA et al., 1994). Portanto, a forte dependência espacial detectada para todos os atributos no presente estudo, provavelmente seja decorrente de qualquer um dos fatores de formação do solo pesquisado, com excelência, sobretudo, para o clima, relevo e o material de origem (Quadro 2).

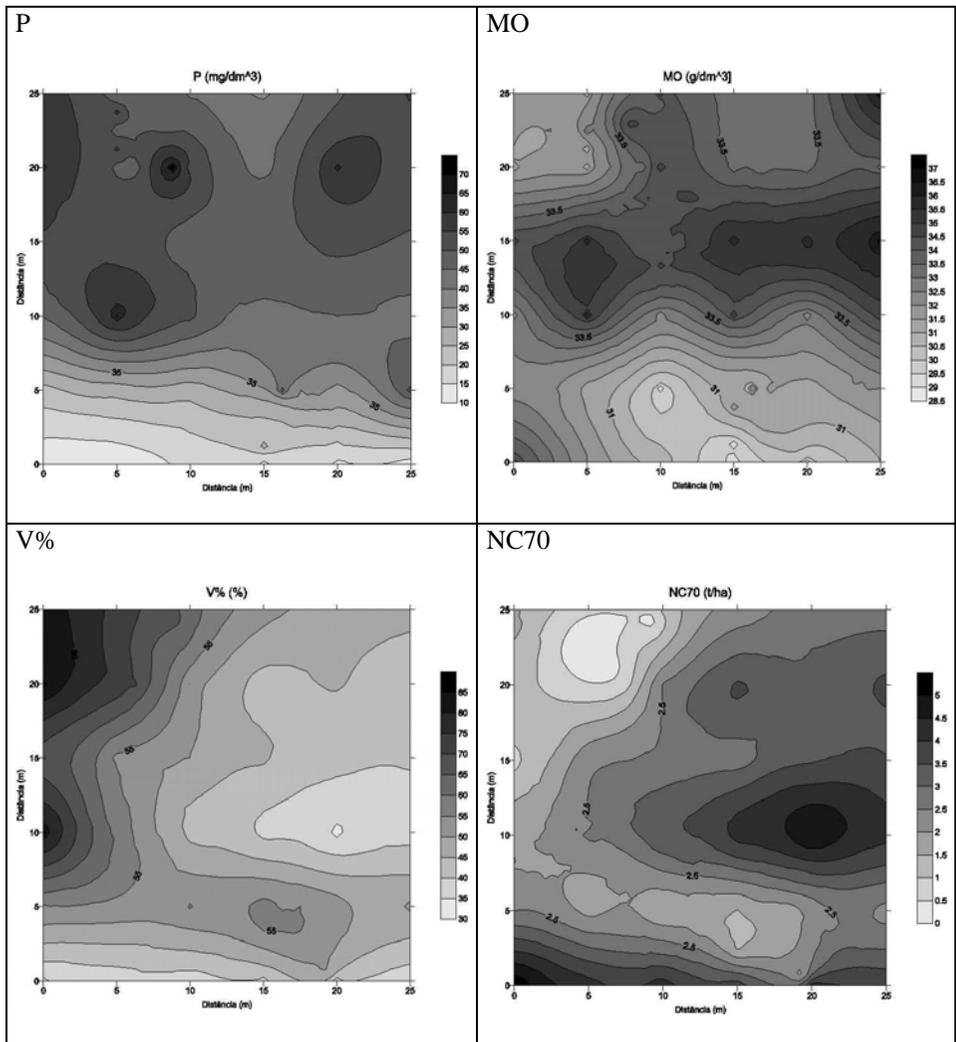
O alcance da dependência espacial representa a distância na qual os pontos amostrais, normalmente contidos na malha experimental, estão correlacionados entre si. Para garantir a independência entre parcelas experimentais de campo, conforme PREVEDELLO (1987), tal intervalo deve ser, no mínimo, de duas vezes o valor do alcance determinado para um atributo qualquer. A análise do Quadro 2 revelou que os alcances da dependência espacial foram: 1) NC70 de 9,25 m; 2) pH de 12,39 m; 3) m% de 16,15 m; 4) MO, de 16,34 m; 5) V%, de 36,47 m e 6) P de 40,03 m.

Partindo do exposto por CHIEN et al. (1997), de que a krigagem é o melhor interpolador para dados de atributos dos solos, foram efetuados os mapas interpoladores por krigagem da área estudada. Também, segundo YOST et al. (1982), para o cálculo da krigagem os parâmetros obtidos pela análise espacial são utilizados, sendo que este método de interpolação é essencialmente geoestatístico e, para tal, é necessário que seja detectada a área ou distância da dependência espacial entre as amostras, para cada atributo do solo, bem como o alcance, o efeito pepita e o patamar. Portanto, é de grande importância observar que, através dos semivariogramas obtidos (Quadro 2), o componente espacial foi responsável em média por 96,0 % da variância espacial. Os gráficos de superfície de tendência, todos

apresentaram dependência espacial forte, interpolados pelo método da krigagem com valores contínuos, sem aparentes mudanças abruptas entre classes vizinhas, ou seja, todos os mapas interpolados apresentaram uma efetiva harmonia em relação a distribuição espacial e continuidade, ficando este fato de acordo com o observado por ZIMBACK (2001).

Entre todos os atributos pesquisados, no geral, foram observados quatro padrões de superfície de tendência representados, à guiza de exemplo, pelo P, MO, V% e NC70, obtidos através da krigagem, conforme pode ser observado na Figura 1. O P e a MO apresentaram cada qual um padrão exclusivo de isolinhas. O primeiro padrão, representado pelo P, foi caracterizado por apresentar picos de máximo no primeiro e segundo quadrantes (noroeste e nordeste), ao passo que os picos de mínimo estiveram localizados no sudoeste, sul e sudeste. O segundo padrão, representado pela MO, foi caracterizado por apresentar picos de máximo na parte superficial do primeiro e segundo quadrantes, ao passo que seus picos de mínimos ficaram posicionados no quarto quadrante. O terceiro padrão, representado pelo V% e pH, apresentou picos de máximo nas partes noroeste do segundo e terceiro quadrantes, e picos de mínimo na parte superior do primeiro e terceiro quadrantes. O quarto padrão, representado pelo NC70 e m%, teve um comportamento inverso ao padrão

Figura 01: Gráfico de superfície de tendência do fósforo (P), matéria orgânica (MO), saturação por bases (V%) e necessidade de calagem para elevação do V% a 70% (NC70) de um Latossolo Vermelho Distrófico de Selvíria (MS), na profundidade de 0,00 a 0,10 m.



do terceiro, isto é, onde houve aumento de determinado atributo num padrão ocorreu o inverso no outro.

O Quadro 3 apresenta os parâmetros da validação cruzada da krigagem dos atributos da cultura do arroz e de um Latossolo Vermelho Distrófico de Selvíria (MS), na profundidade de 0,00 a 0,10 m, obtidos para os atributos químicos do solo estudado. A validação cruzada foi utilizada como método para definir a exatidão da krigagem como interpolador, segundo o descrito por DAVIS (1987). A validação cruzada (Quadro 3), originada dos semivariogramas para os atributos, apresentou-se no geral de excelente forma. Isto porque, as retas obtidas entre os valores observados e estimados, consumadas através de tal validação, ficaram bastante próximas. Isto também pôde ser constatado pelos valores do coeficiente angular (b) do modelo linear de ajuste, que ficaram situados ao redor de 1. Pôde-se também constatar que todos os atributos apresentaram um erro padrão estimado maior do que o erro padrão dos dados observados, concordando com o encontrado por MARX et al. (1988). Evidenciou também que, pelos resultados obtidos, ocorreram erros embutidos nos valores estimados, sejam eles em maior escala, como para o P, V% e m%, ou em menor escala, tal como para a MO, pH e NC70, concordando em parte com os resultados encontrados por MYERS (1997).

Os dados estimados pela krigagem (Quadro 03) apresentaram altos valores de  $r^2$ , indicando que a função linear que os representa possui um ajuste adequado, isto é, os dados apresentam pouca dispersão em relação à reta construída por tal função. As equações ajustadas constituem-se numa apreciável estimativa de correção dos erros ocorridos na interpolação, conforme corroborado por ZIMBACK (2001). Também, pôde-se notar para todos os atributos que as funções foram positivas (crescentes) com retas muito próximas entre si, quase que coincidentes. Assim, conforme ROBERTSON (1998), as linhas contínuas mostraram a função descrita pelos dados estimados pela krigagem.



6. A krigagem apresentou ótimos resultados para os atributos estudados, obtendo-se, no geral, quatro padrões de superfície de tendência bem definidos, os quais podem proporcionar, se este for o intento, a melhoria do manejo e da conservação do solo estudado.

## LITERATURA CITADA

BHATTI, A.U., MULLA, D.J., FRAZIER, B.E. Estimulation of soil properties and wheat yields on complex eroded hills using geostatistics and thematic mapper images. *Rem. Sens.*, v.37, p.181-91, 1991.

CAMBARDELLA, C.A., MOORMAN, T.B., NOVAK, J.M., PARKIN, T.B., KARLEN, D.L., TURCO, R.F., KONOPKA, A.E. FIELD-SCALE VARIABILITY OF SOIL PROPERTIES IN CENTRAL IOWA SOILS. *SOIL SCIENCE SOCIETY AMERICAN JOURNAL*, V.58, P.1501-11, 1994.

CARVALHO, O.S., GASCÓ, J.M., LOPÉZ, F.G., REQUEJO, A.S. VARIABILIDADE ESPACIAL DE ALGUMAS PROPRIEDADES QUÍMICAS E FÍSICAS DE UM SOLO SUBMETIDO A DIFERENTES SUCESSÕES DE CULTIVO. *REVISTA BRASILEIRA DE CIÊNCIA DO SOLO*, VIÇOSA, V.22, N.2, P.497-503,1998.

CAVALCANTE, E.G.S. *Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos de um latossolo vermelho-escuro sob diferentes condições de uso e manejo, em Selvíria (MS)*. Ilha Solteira: UNESP, 1999. 199p. Dissertação Mestrado.

- CHIEN, Y.J., LEE, T.Y., GUO, H.Y. HOUNG, K.H. GEOSTATISTICAL ANALYSIS OF SOIL PROPERTIES OF MID-WEST TAIWAN SOILS. SOIL SCIENCE, BALTIMORE, V. 162, N.4, P. 291-8, 1997.
- DAVIS, B. M. USES AND ABUSES OF CROSSING-VALIDATION IN GEOSTATISTICS. MATHEMATICAL GEOLOGY, NEW YORK, 19(3): 241-248, 1987.
- DEMATTÊ, J. L.I. LEVANTAMENTO DETALHADO DOS SOLOS DE "CAMPUS EXPERIMENTAL DE ILHA SOLTEIRA". PIRACICABA: DEPARTAMENTO DE SOLOS, GEOLOGIA E FERTILIDADE ESALQ/USP, 44P. .1980.
- EMBRAPA, EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. SISTEMA BRASILEIRO DE CLASSIFICAÇÃO DE SOLO. 1999.
- GOMES, F.P. A estatística moderna na pesquisa agropecuária. 1.ed. Piracicaba: POTAFÓS, 1984. 160p.
- ISAAKS, E.H., SRIVASTAVA, R.M. APPLIED GEOSTATISTICS. NEW YORK: OXFORD UNIVERSITY PRESS, 1989. 561P.
- KECKLER, D. SURFER FOR WINDOWS: VERSION 6, CONTOURING AND 3D SURFACE MAPPING. GOLDEN: GOLDEN SOFTWARE INC, 1995. (NUMERAÇÃO CAPITULADA).
- LOPES, A.S. Manual internacional de fertilidade do solo. 2.ed. Potafós, Piracicaba, 1998. 177p.
- MARX, D, B., GILMOUR, J. T., SCOTT, H. D., FERGUSO, J. A. EFFECTS OF LONG-TERM WATER MANAGEMENT I A HUMID REGIN ON SPATIAL VARIABILITY OF SOIL CHEMICAL STATUS. SOIL SCI., V.145, P. 188-193, 1988.

MYERS, J. C. GEOSTATISTICAL ERROR MANAGEMENT. QUALIFYING UNCERTAINTY FOR ENVIROMENT SAMPLING AND MAPPING. NEW YORK: VAN NOSTRAND REINHOLD, 571P.1997.

MATHERON, G. *The theory of regionalized variables and its application*. Fontainebleau, 1971. Les Cahiers du centre de Morphologie Mathematique.

OLIVEIRA, J.J., CHAVES, L.H.G., QUEIROZ, J.E., LUNA, J.G. VARIABILIDADE ESPACIAL DE PROPRIEDADES QUÍMICAS EM UM SOLO SALINO-SÓDICO. REVISTA BRASILEIRA DE CIÊNCIA DO SOLO, VIÇOSA, V.23, N.4, P.783-9, 1999.

PREVEDELLO, B.M.S. *Variabilidade espacial de parâmetros de solo e planta*. Piracicaba: USP, 1987. 166p. Tese Doutorado.

RAIJ, B., QUAGGIO, J.A., CANTARELLA, H., FERREIRA, M.E., LOPES, A.S., BATAGLIA, O.C. Análise química do solo para fins de fertilidade. Campinas: Fundação Cargill, 1987. 170p.

ROBERTSON, G. P. GS+: Geostatistics for the Enviromental Sciences. Gamma Design Software, Plainwell, Michigan, USA, 152p, 1998.

SALVIANO, A.A.C., VIEIRA, S.R., SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* (L.) em área severamente erodida. Revista Brasileira de Ciência do solo, Viçosa, v.22, p. 115-22, 1998.

SANCHEZ, R.B. *Variabilidade espacial de propriedades físicas e químicas de latossolos em diferentes superfícies geomórficas sob cultivo de café, em Patrocínio, MG.* Jaboticabal: UNESP, 1999. 79p. Dissertação Graduação.

SANTOS , H.L., VASCONCELOS, C.A. DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE AMOSTRAS DE SOLO PARA ANÁLISE QUÍMICA EM DIFERENTES CONDIÇÕES DE MANEJO. REVISTA BRASILEIRA DE CIÊNCIA DO SOLO, CAMPINAS, V.11, N.2 P.97-100, 1987.

SCHLOTZHAYER, S.D., LITTELL, R.C. SAS SYSTEM FOR ELEMENTARY STATISTICAL ANALYSIS. 2.ED. CARY: SAS, 1997. 441P.

SOUZA, L.S. *Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo.* Porto Alegre: UFRGS, 1992. 162p. Tese Doutorado.

SOUZA, L. S., COGO, N.P., VIEIRA, S.R. VARIABILIDADE DE PROPRIEDADE FÍSICAS E QUÍMICAS DO SOLO EM UM POMAR CÍTRICO. REVISTA BRASILEIRA DE CIÊNCIA DO SOLO. VIÇOSA, V.21, N.3, P.367-72, 1997.

SPIEGEL, M.R. *Estatística.* 2.ed. São Paulo: McGraw-Hill, 1985. 454p.

TAKEDA, E. Y. Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos de uma associação de solos sob videira (*Vitis vinifera* – L) de Vitória Brasil (SP). Ilha Solteira: UNESP, 2000, 98p. Dissertação Mestrado.

TRANGMAR, B.B., YOST, R.S., UEHARA, G. APPLICATION OF GEOSTATISTICS TO SPATIAL STUDIES OF SOIL PROPERTIES. ADVANCES IN AGRONOMY, V.38, P.45-94, 1985.

YOST, R. S., UEHARA, G., FOX, R. L. Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas. II. Kriging. Math. Geol., v. 46, p. 1033-1037, 1982.

ZIMBACK, C. R. L. Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamentos da fertilidade do solo. Botucatu: UNESP, 2001, 114p. Dissertação Livre Docência.

## **EFEITO DO CONTROLE QUÍMICO EM MOSCA-BRANCA (*Bemisia tabaci* biotipo B) EM POINSÉTIA (*Euphorbia pulcherrima*)**

MODESTO, Junior Cesar <sup>1</sup>

FENILLE, Roseli Chela <sup>2</sup>

**RESUMO:** Avaliou-se a eficácia de inseticidas para o controle da mosca-branca em poinsétia, sob cultivo protegido. O experimento foi conduzido em Marília - SP, com plantas cultivadas em vasos plásticos. Foram realizadas quatro pulverizações em intervalos semanais, utilizando-se 1000 L.ha<sup>-1</sup> de volume de calda, com os princípios ativos e doses (g i.a.100 L<sup>-1</sup> solução): thiacloprid 480 SC (9,6), spiromesifen 240 SC (9,6, 12,0 e 14,4) e thiamethoxam 25 WG (5,0). A infestação das plantas de poinsétia pela mosca-branca foi conseguida pela presença de plantas de tomateiros com alta infestação do inseto, próximas ao experimento. A avaliação foi realizada no dia seguinte a cada

---

<sup>1</sup> FCA, Unesp/Campus de Botucatu, Fazenda Experimental Lageado.

pulverização, em seis plantas por parcela e quatro folhas por planta, contando-se o número de insetos adultos vivos por folha. Constatou-se que thiacloprid, spiromesifen e thiamethoxam foram eficientes no controle da mosca-branca, diferindo significativamente da testemunha.

**Termos para indexação:** thiacloprid, spiromesifen, thiamethoxam, insecta, planta ornamental.

## INTRODUÇÃO

A poinsettia ou bico-de-papagaio (*Euphorbia pulcherrima* Willd.) é uma planta ornamental comercializada em vasos ou usada em jardins residenciais ou logradouros públicos na forma de arbusto, cuja variação é determinada pelas cores de suas brácteas (brancas, róseas ou vermelhas). As variedades vermelha e branca (*E. pulcherrima* e *E. pulcherrima* 'Ecke'sWhite') produzem flores no inverno, já a *E. pulcherrima* 'Rosea' produz flores quase o ano inteiro (Jardim de Flores, 2001).

Em 1991 foi registrado o primeiro impacto expressivo da ocorrência de mosca-branca sobre a cultura da poinsettia (Oliveira, 2001; Lourenção & Nagai, 1994; Yuki, 2001), que é uma praga encontrada em quase todos os estados brasileiros, causando perdas que variam de 30 a 100%, principalmente em cultivos de frutas e de hortaliças (Mesquita et al., 2001; Oliveira, 2001).

A mosca-branca, *Bemisia tabaci* (Gennadius, 1889) (Hemiptera = Aleyrodidae), foi introduzida na Europa, África, Ásia, América Central, América do Sul e Bacia do Caribe, através do comércio e transporte de

plantas ornamentais (Haji, 2000). No Brasil, a introdução de *B. tabaci* biotipo B, ocorreu em 1991, no Estado de São Paulo, nas culturas de tomate, brócolis, berinjela, abóbora e algodão, e em plantas ornamentais como a poinsettia e o crisântemo, associadas a desordens fitotóxicas e anomalias (Lourenção & Nagai, 1994; Haji, 2000; Yuki, 2001).

A ação devastadora dessa praga é como vetora do geminivirus nas olerícolas irrigadas no Nordeste brasileiro, o que vem ocasionando um grande impacto sócio-econômico (Haji, 2000). Estima-se que hoje já são conhecidas mais de 700 plantas hospedeiras desta praga e os prejuízos somam alguns bilhões de dólares. Somente nos Estados Unidos, os danos causados por esse inseto já chegam a US\$ 500 milhões por ano, e em algumas regiões agrícolas daquele país, os ataques constantes da mosca-branca têm gerado índices de desemprego superiores a 30% no campo (Oliveira, 2001).

a infestação por mosca-branca ocasiona graves prejuízos nas várias plantas hospedeiras. em poinsettia, um sintoma observado é o clareamento das nervuras. os danos podem ser causados por adultos e ninfas, pela absorção da seiva, debilitando as plantas. o inseto excreta substância açucarada, que induz o crescimento de fungos saprófitas. atuam também como vetores de fitopatógenos, principalmente os vírus (oliveira, 2001).

a combinação de práticas culturais, o uso de barreiras físicas, em conjunto com o uso racional de inseticidas, são medidas efetivas que contribuem para a diminuição das populações da mosca-branca e, portanto, evitam prejuízos à produção (oliveira, 2001).

nas últimas duas décadas, o controle da *bemisia* spp. foi baseado exclusivamente nos inseticidas convencionais como, por exemplo, os organoclorados, organofosforados, carbamatos e piretróides (sharaf, 1986). a partir de 1990, inseticidas com novos modos de ação e propriedades seletivas, como buprofezin, pyriproxyfen, imidacloprid e thiamethoxam, foram desenvolvidos para o controle dos diferentes estádios de desenvolvimento da mosca-branca (barbosa et al., 2002). a ação de tais produtos pode se dar na inibição da síntese da quitina, supressão da

embriogênese, com efeito na formação da progênie e no balanço hormonal do inseto e, ainda, atuando nos receptores de acetilcolina no sistema nervoso do inseto (elbert et al., 1990; oetting & anderson, 1990; ishaaya & horowitz, 1992). segundo haji et al. (1998) em experimentos com misturas de inseticidas para controle da mosca-branca, os melhores resultados foram obtidos com misturas contendo imidacloprid.

Desta forma, este trabalho foi desenvolvido com a finalidade de avaliar a eficiência de inseticidas no controle da mosca-branca em poinsettia, visto a importância que representa esta praga para a cultura.

## **MATERIAL E MÉTODOS**

O presente experimento foi conduzido em condições de cultivo protegido, na Fazenda Nossa Senhora Aparecida, no município de Marília (SP). As plantas de poinsettia foram cultivadas em vasos plásticos, a partir de estacas, e apresentavam 27 cm de altura no momento da realização do ensaio. As plantas receberam irrigação diária e cuidados recomendados para seu cultivo (O Jardim, 2000).

O experimento foi conduzido em blocos ao acaso, com quatro repetições e 20 vasos por repetição. A infestação das plantas de poinsettia pela mosca-branca foi conseguida pela presença de plantas de tomate com alta infestação do inseto, próximas ao experimento. Foram realizadas três pulverizações, em intervalos semanais, com os produtos thiacloprid (9,6 g.100 L<sup>-1</sup> de água), spiromesifen (9,6; 12,0 e 14,4 g.100 L<sup>-1</sup> de água) ethiamethoxam (5,0 g.100 L<sup>-1</sup> de água), incluindo-se um tratamento testemunha. Aplicou-se um volume de calda de 1000 litros.ha<sup>-1</sup>.

Os tratamentos foram aplicados utilizando pulverizador costal de CO<sub>2</sub>, dotado de barra com pontas cônicas TXVS-2 conejet, com pressão constante de 40 lib/pol<sup>2</sup>.

Cada avaliação foi realizada no dia seguinte à pulverização, utilizando-se ao acaso seis plantas de poinsettia por parcela; sobre bancadas a 1 m do solo, em cada uma foram avaliadas quatro folhas, realizando a contagem, com auxílio de espelho de mão, dos adultos vivos por folha.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Conforme os dados apresentados na Tabela 1, verifica-se que as aplicações dos inseticidas thiacloprid, spiromesifen e thiamethoxam foram eficientes no controle da mosca-branca em poinsetia.

Na primeira avaliação os resultados apresentados pela aplicação dos inseticidas thiacloprid, spiromesifen (14,4 g.100 L<sup>-1</sup> de água) e thiamethoxam não diferiram significativamente entre si. Na segunda e terceira avaliações a eficiência de controle da mosca-branca pelo inseticida spiromesifen (9,6; 12,0 e 14,4 g.100 L<sup>-1</sup> de água) foi significativamente semelhante à eficiência dos tratamentos com thiacloprid e thiamethoxam, empregados como padrões. O controle da mosca-branca pela aplicação do inseticida spiromesifen foi significativamente igual para as três dosagens utilizadas.

Pela alta infestação constatada no tratamento testemunha, quando da primeira avaliação, verifica-se que os inseticidas utilizados foram altamente eficientes no controle da mosca-branca.

Barbosa et al. (2002) também verificaram um controle eficiente para *Bemisia* spp em feijoeiro com a aplicação do inseticida imidacloprid 700 PM, o qual pertence ao mesmo grupo químico do inseticida thiacloprid, empregado no presente experimento.

O inseticida spiromesifen, nas dosagens de 9,6; 12,0 e 14,4 g.100 L<sup>-1</sup> de água aplicada, apresentou eficiência similar aos padrões utilizados. Tais resultados para o inseticida spiromesifen tornam este uma nova opção de produto para o controle da mosca-branca. Esse fato é relevante, pois sendo a mosca-branca uma praga que adquire resistência aos inseticidas químicos com muita rapidez, a alternância de várias classes de inseticidas é uma recomendação para auxiliar em resolver o problema (Mesquita et al., 2001).

TABELA 1. Número de insetos adultos vivos da mosca-branca (*Bemisia argentifolli* Bellow & Perring) em poinsettia (*Euphorbia pulcherrima* Willd.), sob cultivo protegido.

TRATAMENTOS		Número médio de insetos adultos vivos/folha (N.I)					
		Eficácia agrônômica (%E)					
		Primeira avaliação		Segunda avaliação		Terceira avaliação	
		N. I	% E	N. I	% E	N. I	% E
T1 – testemunha	----	57,61 <b>a<sup>1,2</sup></b>	---	29,11 <b>a</b>	---	5,40 <b>a</b>	---
T2 – thiacloprid	9,6	1,39 <b>bc</b>	97	3,71 <b>b</b>	87	0,89 <b>b</b>	83
T3 – spiromesifen	9,6	3,68 <b>b</b>	94	4,65 <b>b</b>	84	0,65 <b>b</b>	88
T4 – spiromesifen	12,0	4,03 <b>b</b>	93	3,74 <b>b</b>	87	0,55 <b>b</b>	90
T5 – spiromesifen	14,4	2,88 <b>bc</b>	95	3,50 <b>b</b>	88	0,29 <b>b</b>	95
T6 – thiamethoxam	5,0	0,34 <b>c</b>	99	1,58 <b>b</b>	95	0,46 <b>b</b>	91
F (tratamento)		117,82 **		28,00 **		41,44 **	
D.M.S.		2,13		2,55		0,89	
C.V. (%)		17,99		22,32		16,99	

<sup>1</sup> Médias transformadas em arc sem raiz de  $x/100$

<sup>2</sup> Médias seguidas de mesma letra na coluna, não diferem estatisticamente entre si pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade.

\*\* Significativo a 1% de probabilidade

N.I = número médio de insetos/folha

% E = eficácia agrônômica

## CONCLUSÕES

- Os inseticidas thiacloprid, spiromesifen, thiamethoxam controlaram a mosca-branca em poinsetia;
- O inseticida spiromesifen, nas três concentrações utilizadas (9,6; 12,0 e 14,4 g.100 L<sup>-1</sup> de água), apresentou eficiência no controle da mosca-branca em poinsetia sob cultivo protegido. AUTORES Effect of chemical control of whitefly (*Bemisia tabaci* biotipo B) on the poinsettia (*Euphorbia pulcherrima*). Cultura Agrônômica, Ilha Solteira.

**SUMMARY:** The present work aimed to evaluate the efficacy of insecticides on the control of whitefly on the poinsettia in protected cultivation. The experiment was conducted in Marília - SP, with plants cultivated in plastic pots. The treatments and doses (g a.e.100 L<sup>-1</sup> of water) were: thiacloprid 480 SC (9.6), spiromesifen 240 SC (9.6, 12.0 and 14.4) and thiamethoxam 25 WG (5.0), which were applied at weekly intervals for four times. The equivalent spray volume was 1000 L.ha<sup>-1</sup>. The infestation by whitefly was induced through tomato plants infested adjacent to experiment. One day after of the pulverization was realized the evaluation, in six plants per plots and four leaves per plant. The number of the lively adult insect per leaf was count. The insecticides thiacloprid, spiromesifen and thiamethoxam were efficient in the control of whitefly. Significant differences were observed among the control and thiacloprid, spiromesifen and thiamethoxam treatments.

**Key words:** thiacloprid, spiromesifen, thiamethoxam, insecta.

## **BIBLIOGRAFIA CONSULTADA**

BARBOSA, F.R.; SIQUEIRA, K.M.M.; SOUZA, E.A.; MOREIRA, W.A.; HAJI, F.N.P.; ALENCAR, J.A. Efeito do controle químico da mosca-branca na incidência do vírus-do-mosaico-dourado e na produtividade do feijoeiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, n.6, p.879-883, 2002.

ELBERT, A.; OVERBECK, H.; IWAYA, K.; TSUBOI, S. Imidacloprid: a novel systemic nitromethylene analogue insecticide for crop protection. In: BRIGHTON CROP PROTECTION CONFERENCE, 1990, Thornton Heath. **Proceedings...** Thornton Heath: British Crop Protection Council, 1990. p.21-28.

HAJI, F.N.P. Manejo integrado de mosca branca *Bemisia argentifolii* (Hemiptera: Aleyrodidae) na cultura de tomate no Submédio do Vale do São Francisco (CPATSA). 2000. Disponível em: <<http://www.cpatosa.embrapa.br/projsub.html>> Acesso em: 20 set. 2003.

HAJI, F.N.P.; MATTOS, M.A.A.; LIMA, M.F.; ALENCAR, J.A.; BARBOSA, F.R.; HAJI, A.T. Avaliação de produtos para o controle da mosca-branca (*Bemisia argentifolii*) em tomateiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENTOMOLOGIA, 17., 1998, Rio de Janeiro. **Resumos...** Rio de Janeiro: SEB, 1998. p.411.

ISHAAYA, I.; HOROWITZ, A.R. Novel phenoxy juvenile hormone analog (pyriproxyfen) suppresses embryogenesis and adult emergence of sweetpotato whitefly. **Journal of Economic Entomology**, v.85, n.6, p.2113-2117, 1992.

JARDIM DE FLORES Bico-de-papagaio. 2001. Disponível em: <<http://www.jardimdeflores.com.br/CONSULTAS/bicopapa.html>> Acesso em: 20 set. 2003.

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.2, p.50-58, 2005

LOURENÇÃO, A.L., NAGAI, H. Surtos populacionais de *Bemisia tabaci* no Estado de São Paulo. **Bragantia**, v. 53, n. 1, p. 53-59. 1994.

MESQUITA, A.L.M.; PERETTO, A.J.; BRAGA SOBRINHO, R.; ROSSETTI, A.G. **Efeito de inseticidas no controle da mosca-branca na cultura do melão**. Fortaleza: EMBRAPA-CNPAT, 2001. 4p. (EMBRAPA-CNPAT. Comunicado Técnico, 56).

OETTING, R.D.; ANDERSON, A.L. Imidacloprid for control of whiteflies, *Trialeurodes vaporariorum* and *Bemisia tabaci*, on greenhouse grown poinsettias. In: BRIGHTON CROP PROTECTION CONFERENCE, 1990, Thornton Heath. **Proceedings...** Thornton Heath: British Crop Protection Council, 1990. p.367-372.

O JARDIM Boletim no. 6. Ficha Técnica de plantas. *Euphorbia*. 2000. Disponível em: <[http://www.ojardim.com.br/boletim/boletim7\\_euphorbia.htm](http://www.ojardim.com.br/boletim/boletim7_euphorbia.htm)> Acesso em: 20 set. 2003.

OLIVEIRA, M.R.V. Alerta Fitossanitário 1. Prevenção e controle da mosca branca. 2001. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/sda/mbranca.htm>> Acesso em: 20 set. 2003.

SHARAF, N. Chemical control of *Bemisia tabaci*. **Agriculture, Ecosystems and Environment**, v.17, p.111-127, 1986.

YUKI, V.A. Mosca branca: histórico dos surtos e medidas de controle como praga e vetora de vírus. **O Agrônomo**, v.53, n.1, p.22-25, 2001.

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.2, p.50-58, 2005

# INCIDÊNCIA DE *FUSARIUM MONILIFORME* E *SPODOPTERA FRUGIPERDA* EM CULTIVARES DE MILHO NOS PERÍODOS DE SAFRINHA E SAFRA

FARINELLI, Rogério<sup>1</sup>  
PENARIOL, Fernando Guido<sup>2</sup>  
BORDIN, Luciano<sup>3</sup>  
FORNASIERI FILHO, Domingos<sup>4</sup>

**RESUMO:** O objetivo do presente estudo foi avaliar a incidência de *Fusarium moniliforme* e *Spodoptera frugiperda* em espigas de 25 cultivares comerciais de milho recomendados para a região Norte do Estado de São Paulo, nos períodos de safrinha e safra. Os experimentos foram conduzidos na FCAV/UNESP, campus de Jaboticabal-SP, sendo o primeiro instalado na safrinha de 2000 e o segundo na safra de verão 2000/2001. O delineamento empregado foi o de blocos casualizados com três repetições, em parcelas experimentais representadas com 4 linhas de 5 metros. As avaliações foram efetuadas após a colheita das espigas, sendo em seguida despalhadas verificando a porcentagem de espigas infectadas pela doença e atacadas pela praga. Os resultados mostraram que a ocorrência da podridão e da praga foram superiores no período de safra, sendo que o cultivar BRS 3060 destacou-se dos demais pela baixa incidência de *S. frugiperda* em espigas.

**Termos para indexação:** *Zea mays* L., patógeno, lagarta-do-cartucho, períodos de semeadura.

---

<sup>1</sup> FCA, Unesp/Campus de Botucatu, Fazenda Experimental Lageado.

## INTRODUÇÃO

As pragas e doenças na cultura do milho variam em incidência e severidade, de acordo com o nível tecnológico empregado, época de semeadura, condições ambientais e região de cultivo.

O plantio de milho safrinha proporciona a sobreposição de ciclos da cultura, o que tem sido apontado como causa principal de alta incidência e severidade de doenças no milho (FERNANDES & OLIVEIRA, 1997). PATERNIANI et al. (2002) citam que os principais fatores que vêm agravando o desenvolvimento de doenças estão relacionados com o cultivo de duas safras de milho por ano e a opção por parte de produtores e empresas pela utilização de cultivares mais precoces e super precoces, muitas vezes mais produtivos, porém mais suscetíveis às doenças e à ocorrência de condições ambientais favoráveis ao desenvolvimento do patógeno.

O milho é suscetível a numerosas podridões de espigas, sendo que a podridão de *Fusarium moniliforme* é uma das mais danosas e mais comuns no Brasil. Essa doença fúngica vem causando consideráveis prejuízos à cultura em regiões úmidas, quando o volume de precipitação é alto, nos períodos fenológicos compreendidos pela macroesporogênese (“embonecamento”) até a colheita. A ocorrência desse patógeno pode ser favorecida pelo mal empalhamento das espigas, permitindo a penetração de umidade e dos esporos dos fungos nos espaços entre as brácteas, o que favorece o apodrecimento, reduzindo o valor nutricional e palatabilidade dos grãos. A intensidade comumente é maior quando se pratica a monocultura (FLETT & WEHNER, 1991; REIS & CASA, 1996).

Em uma região ou área agrícola existem populações de fungos causadores de podridões de espiga e sempre existirá a probabilidade do clima favorecer a ocorrência de um ou outro fungo. O bom comportamento de um híbrido, com base em um ano agrícola, não **descarta o risco da** ocorrência de grãos ardidos na safra seguinte, quando as condições

climáticas forem propícias para a ocorrência de outra espécie. (FORNASIERI FILHO, 2001).

FERNANDES & OLIVEIRA (1997) citam que a incidência de lagarta-da-espiga e lagarta-do-cartucho durante a formação de espigas provocam danos e aberturas que também facilitam o desenvolvimento de patógenos.

De acordo com FORNASIERI FILHO (2001), nos últimos anos, a cultura do milho no Brasil, apresentou melhoria nas condições tecnológicas, refletindo em maior produtividade. Paralelamente, têm aumentado a incidência de pragas, estimando-se uma perda de 10% ocasionada pelo ataque das mesmas no campo.

A lagarta-do-cartucho (*Spodoptera frugiperda*) é considerada a principal praga na cultura do milho. Sua ocorrência tem sido generalizada nos últimos anos logo após a emergência da plântula, causando redução no número de plantas na área. Esse ataque em plântulas é muito comum em milho safrinha, necessitando cuidados especiais, principalmente se na safra anterior o manejo não foi adequado. O inseto também causa severos danos em outras fases de desenvolvimento da planta, inclusive a reprodutiva, atacando o pedúnculo da espiga impedindo a formação dos grãos, ou então, penetrar na sua porção basal, danificando diretamente os grãos em formação (CRUZ, 1995).

CRUZ (1999) cita que a presença de hospedeiros ou a monocultura de milho, aliado ao uso incorreto de medidas de controle geralmente baseadas em inseticidas químicos não seletivos, juntamente com o clima brasileiro, especialmente em relação à temperatura média acima de 20°C, faz com que o inseto tenha gerações sucessivas durante todo o ano.

O controle com inseticida é o método mais utilizado, porém, em função de sua ocorrência em praticamente todas as fases de desenvolvimento da cultura, são adotadas diferentes estratégias de manejo químico, destacando-se o tratamento de semente e pulverização quando aproximadamente, 10% das plantas apresentarem sintomas de "folhas raspadas", utilizando, preferencialmente, inseticida seletivo (CRUZ, 1999).

Dessa maneira, o presente trabalho teve como objetivo avaliar a incidência de *F. moniliforme* e *S. frugiperda* em espigas de 25 cultivares de milho recomendados para a região Norte do Estado de São Paulo, nos períodos de safrinha e safra.

## MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho constituiu-se de dois experimentos, instalados em área experimental da Fazenda de Ensino e Pesquisa da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – UNESP/Campus de Jaboticabal-SP. O clima da região é do tipo Cwa, sendo que a temperatura média anual é de 22,1°C, a do mês mais quente (janeiro) de 24,2°C, e a do mês mais frio (junho-julho) de 17,9°C. As precipitações mais elevadas ocorrem em dezembro e as menores em agosto, sendo a média anual de aproximadamente 1.400 mm (ANDRÉ & VOLPE, 1982).

As sementeiras foram realizadas em 17/03/00 (safrinha) e 22/11/00 (safra) em um solo do tipo Latossolo Vermelho Eutrófico, textura argilosa (EMBRAPA, 1999), sendo que a adubação de sementeira seguiu as recomendações sugeridas por RAIJ & CANTARELLA (1996) para as produtividades esperadas de 8-10 t ha<sup>-1</sup> para a safra e 4-6 t ha<sup>-1</sup> para a safrinha, utilizando-se 250 kg ha<sup>-1</sup> e 200 kg ha<sup>-1</sup> da formulação 8-28-16+0,5%Zn, respectivamente. As adubações de cobertura foram realizadas no estádio de 6 a 8 folhas desdobradas, com 90 kg ha<sup>-1</sup> N e 40 kg ha<sup>-1</sup> N, respectivamente, utilizando-se como fonte o sulfato de amônio. Os tratos fitossanitários foram realizados através da aplicação de herbicidas e inseticidas com produtos devidamente recomendados.

Em ambos os experimentos foram utilizados 25 cultivares de milho passíveis de utilização para a região Norte Paulista. O delineamento experimental empregado foi em blocos casualizados com três repetições, com parcelas representadas com 4 linhas de 5,0 metros de comprimento, espaçadas de 90 cm entrelinhas (safrinha) e 80 cm entrelinhas (safra), com uma densidade de sementeira de 5 plantas por **metro**.

A colheita foi realizada manualmente, tendo sido colhidas todas as espigas com palha nas duas linhas centrais. Posteriormente com a despalha das espigas avaliaram-se, para todas as parcelas experimentais a incidência de *F. moniliforme* e de *S. frugiperda* através dos sintomas do patógeno e danos da praga.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 estão apresentados os valores relativos a incidência de *F. moniliforme* e *S. frugiperda* em espigas dos diversos cultivares de milho nos períodos de safrinha e safra. Verificou-se que para a safrinha, a ocorrência de temperaturas relativamente baixas e da escassez de chuvas, no período compreendido entre o embonecamento e enchimento de grãos, influenciou negativamente o desenvolvimento do fungo, não observando-se diferenças entre os cultivares avaliados (Figura 1). As baixas condições ambientais ocorridas nesse período também não favoreceram a maior ocorrência da lagarta-do-cartucho, sendo que os danos também foram reduzidos. DUARTE et al. (1997) verificaram que cultivares de milho no período de safrinha apresentaram porcentagem de infestação de *Fusarium spp* maior que 10%. Os mesmos encontraram valores de incidência de *S. frugiperda* em espigas entre 20% a 46%, ou seja, bastante superiores aos observados no presente trabalho, que variou entre 1,42% (BRS 3060) a 5,37% (AG 9010), não se verificando diferenças significativas para este parâmetro.

FERNANDES & OLIVEIRA (1997), citado por FANCELLI & DOURADO NETO (2000) relatam que o *F. moniliforme* causa podridões somente em tecidos senescentes, infectando assim, plantas de milho em final de ciclo ou estressadas. Sua ocorrência também é favorecida por

temperaturas em torno de 30°C e regiões de cultivo com altitude inferior a 700 metros.

COICEV et al. (1999) também não obtiveram diferenças significativas entre os cultivares nas safrinhas de 97 e 98 em relação a incidência de *F. moniliforme*, porém para a incidência de *S. frugiperda*, houve diferenças significativas, com valores de 51,9% e 48,4%, respectivamente. Esse resultado provavelmente seja reflexo de condições ambientais, as quais influenciaram a ocorrência populacional da praga.

Tabela 1. Incidência de espigas com grãos afetados por *Fusarium moniliforme* e atacadas por *Spodoptera frugiperda* em cultivares comerciais de milho nos período de safrinha e safra, em Jaboticabal-SP.

Cultivares	% Incidência <sup>(1)</sup>			
	<i>Fusarium moniliforme</i>		<i>Spodoptera frugiperda</i>	
	Safrinha	Safra	Safrinha	Safra
CO 32	3,84	5,78 ab	3,90	7,83 abc
AG 6690	1,75	5,06 ab	2,45	7,00 abc
Master	1,83	4,76 ab	4,03	6,99 abc
CO 9560	2,47	4,10 ab	4,08	6,66 abc
C 333 B	2,16	5,14 ab	3,81	8,39 bc
Z 8550	1,09	5,55 ab	3,19	7,14 abc
Tork	2,71	4,21 ab	4,46	7,32 abc
C 747	2,35	5,75 ab	3,84	7,68 abc
DKB 350	1,44	4,76 ab	4,55	7,00 abc
Z 8420	1,81	4,66 ab	3,30	5,54 ab
DKB 440	1,98	5,03 ab	5,15	8,01 abc
AG 8080	1,29	4,55 ab	2,45	6,52 abc

AG 9090	2,50	7,06 b	4,14	8,92 c
Dina 657	2,99	4,75 ab	3,57	6,56 abc
AG 9010	1,66	5,60 ab	5,37	7,39 abc
BRS 3060	2,62	3,90 a	1,42	5,04 a
SHS 5070	1,92	4,21 ab	3,25	7,62 abc
SHS 5050	2,10	6,44 ab	4,85	8,52 bc
BRS 3101	3,04	4,12 ab	2,01	6,79 abc
AL 30	1,20	5,21 ab	2,94	7,81 abc
XB 7011	2,69	4,61 ab	3,37	7,15 abc
Balu 178	1,64	6,72 ab	4,25	8,19 bc
AGN 3150	1,88	4,38 ab	3,09	7,65 abc
XB 7012	2,77	4,37 ab	3,02	6,98 abc
AGN 3180	1,65	6,73 ab	4,52	8,18 bc
Média	2,13	5,09	3,64	7,31
Teste F	0,88 <sup>ns</sup>	2,76 <sup>**</sup>	1,41 <sup>ns</sup>	2,41 <sup>**</sup>
CV (%)	58,61	18,39	38,49	13,47

<sup>(1)</sup> Médias seguidas de letras distintas, diferem entre si pelo teste de Tukey ao nível de 1% de probabilidade (Dados transformados em  $\sqrt{x + 0,50}$  ).

Os cultivares no período de safra apresentaram diferenças quanto à porcentagem de espigas infectadas por *F. moniliforme*, obtendo-se valores entre 3,90% (BRS 3060) a 7,06% (AG 9090), O mesmo ocorreu para a porcentagem de espigas atacadas por *S. frugiperda*, com valores de 5,04% (BRS 3060) a 8,92% (AG 9090). O resultado pode ser explicado em decorrência da umidade relativa do ar relativamente maior comparada ao período outono-inverno, aliada a temperaturas amenas, com ocorrência de chuvas regulares, na fase compreendida entre o embonecamento e o enchimento de grãos (Figura 1).

DUDIENAS et al. (1998) em estudo de avaliação de doenças em cultivares de milho no Estado de São Paulo verificaram que na safras 96/97 houve 3% de espigas afetadas por *Fusarium spp.*, já na safra 97/98 houve maior porcentagem, com 8% de infestação de espigas. Valores semelhantes foram obtidos por FANTIN et al. (1999) com 6,7% de incidência. No

entanto, COICEV et al. (1999) não obtiveram diferenças entre os cultivares de milho na safra 97/98 em relação a incidência do patógeno e para danos de *S. frugiperda* em espigas.

CASA et al. (1998) estudando a ocorrência de fungos associados à sementes de milho nas safras 94/95 e 95/96 verificaram que a incidência mais elevada de *F. moniliforme* foi encontrada nas regiões sul e sudeste, com valores de 19,0% e 19,5%, sendo que a frequência obtida foi de 95,2% e 94,7%, respectivamente. COSTA et al. (2000) citam que as características morfológicas que mais protegem as sementes de milho ao ataque por *F. moniliforme* estão correlacionadas ao tegumento com saliências e reentrâncias menores, pericarpo espesso e a maior compactação do amido constituinte do endosperma.

CRUZ (1999) relata que quando os danos de lagarta-do-cartucho são verificados diretamente nos grãos as perdas não são tão altas, no entanto, às vezes é comum ocorrer o ataque na inserção da espiga na planta, antes da formação dos grãos. Nesse caso, a perda é total, pois a espiga não produz grãos. Com relação a esse aspecto não foi constatado o ataque de *S. frugiperda* na inserção da espiga para nenhum dos períodos estudados. BRUNINI (1997) em estudo de parâmetros biometereológicos, explica que as condições climáticas favoráveis a incidência desta praga são o baixo índice pluviométrico, com temperaturas máxima de 27°C e mínima de 16°C. Essas condições concordam com os dados metereológicos obtidos durante o decorrer do experimento para o período de safra, onde pode ser observado que a temperatura média na fase de enchimento de grãos situou-se entre 24°C a 25°C com valores decrescentes de precipitação pluviométrica (Figura 1).

Na análise conjunta realizada para a incidência de *F. moniliforme* e para *S. frugiperda* não houve interação entre os cultivares e os períodos de cultivo. A análise de variância revelou apenas diferença em relação a incidência do patógeno para os períodos, sendo que na safra os valores foram superiores (5,09%). Já para a incidência de *S. frugiperda* houve diferença significativa para os cultivares, sendo que o cultivar BRS 3060

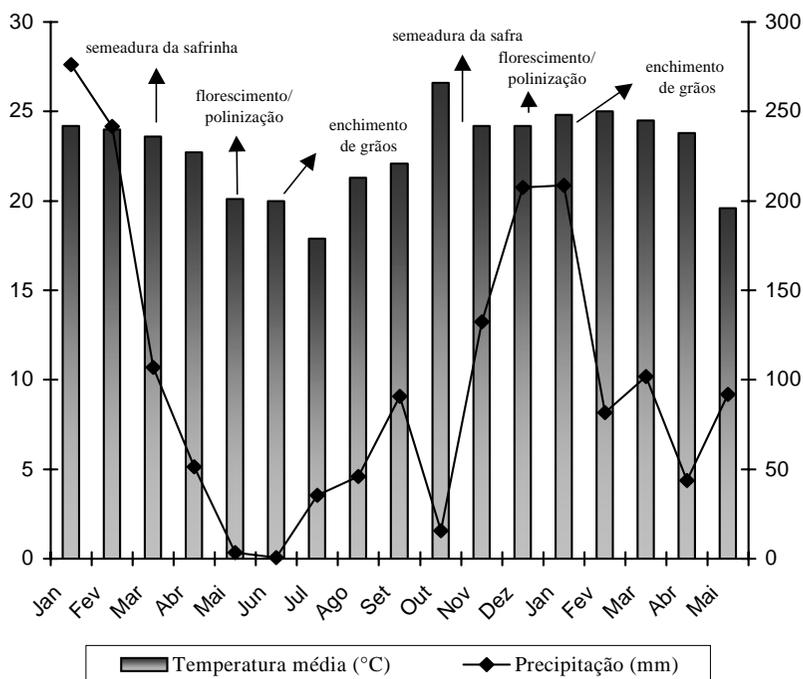
obteve o menor valor com 3,23% e para os períodos, também na safra os valores foram superiores em relação à safrinha (Tabela 2).

Tabela 2. Resultado da análise conjunta para a incidência de *Fusarium moniliforme* e *Spodoptera frugiperda* em cultivares comerciais de milho nos períodos de safrinha e safra, em Jaboticabal-SP.

Cultivares	% de Incidência <sup>(1)</sup>	
	<i>Fusarium moniliforme</i>	<i>Spodoptera frugiperda</i>
CO 32	4,81	5,86 b
AG 6690	3,40	4,72 ab
Máster	3,29	5,51 ab
CO 9560	3,28	5,37 ab
C 333 B	3,65	6,10 b
Z 8550	3,32	5,16 ab
Tork	3,46	5,89 b
C 747	4,05	5,76 b
DKB 350	3,10	5,77 b
Z 8420	3,23	4,42 ab
DKB 440	3,50	6,58 b
AG 8080	2,92	4,48 ab
AG 9090	4,78	6,53 b
Dina 657	3,87	5,06 ab
AG 9010	3,63	6,38 b
BRS 3060	3,26	3,23 a
SHS 5070	3,06	5,43 ab
SHS 5050	4,27	6,68 b
BRS 3101	3,58	4,40 ab
AL 30	3,20	5,37 ab
XB 7011	3,70	5,26 ab
Balu 178	4,18	6,22 b
AGN 3150	3,13	5,37 ab
XB 7012	3,57	5,00 ab
AGN 3180	4,19	6,35 b
Teste F cultivar	0,71 <sup>ns</sup>	3,81 <sup>**</sup>

Safrinha	2,13 a	3,64 a
Safra	5,09 b	7,31 b
Teste F épocas	150,63 **	476,12**
Média geral	3,61	5,47
CV (%)	23,55	10,87

(<sup>1</sup>). Médias seguidas de letras distintas, diferem entre si pelo teste de Tukey ao nível de 1% de probabilidade (Dados transformados em  $\sqrt{x + 0,50}$ ).



onte: Dados meteorológicos extraídos do acervo da área de Agrometeorologia do Departamento de Ciências Exatas FCAV/UNESP.

Figura 1. Dados climáticos de temperatura média (°C) e precipitação (mm) nos estádios de desenvolvimento dos cultivares de milho nos períodos de safrinha e safra em Jaboticabal (SP).

## CONCLUSÃO

A ocorrência de *F. moniliforme* e *S. frugiperda* em espigas no período de safra foi superior à safrinha, em virtude das condições ambientais mais propícias, caracterizadas por maiores valores de temperatura média e precipitação.

O cultivar BRS 3060 destacou-se dos demais pela baixa incidência de *S. frugiperda* em espigas.

FARINELLI, R.; PENARIOL, F.G.; BORDIN, L.; FORNASIERI FILHO, D. Incidence of *Fusarium moniliforme* and *Spodoptera frugiperda* in corn cultivars in periods of season and off-season. **Cultura Agronômica**, Ilha Solteira,

**summary:** the present study had the objective of evaluating the incidence of *fusarium moniliforme* and *spodoptera frugiperda* in cobs of 25 commercial corn cultivars recommended to north of são paulo state, in off season and season. the experiments were carried in fcav/unesp, jaboticabal campus, sp, brazil, being the first experiment in off season of 2000 and the second in season of 2000/2001. the experimental desing was randomised blocks with three replications in plots with 4 lines measuring 5 meters each one. the evaluations had been effected after the harvest of the cobs, being after that taken away the **straw** and verifying the percentage of cobs infection and attacked by pest. the results had shown that the occurrence of the

keys words: *Zea mays* L., patógeno, lagarta-do-cartucho, períodos de semeadura.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRÉ, R.G.B.; VOLPE, C.A. **Dados meteorológicos de Jaboticabal no Estado de São Paulo, durante os anos de 1971 a 1980.** Jaboticabal: FCAV, 1982. (Boletim Técnico).

BRUNINI, O. Probabilidade de cultivo de milho safrinha no estado de SP. In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO SAFRINHA, 4., 1997, Assis. **Resumos...** Assis: IAC/Centro de Desenvolvimento Agropecuário do Médio do Vale do Paranapanema, 1997. p.37-53.

CASA, R.T.; REIS, E.M.; ZAMBOLIM, L. Fungos associados à semente de milho produzida nas regiões sul e sudeste do Brasil. **Fitopatologia Brasileira**, v.23, p.370-373, 1998.

COICEV, L. et al. Incidência de *Fusarium moniliforme* e ataque de *Spodoptera frugiperda* em espigas de cultivares de milho “safrinha”, em Jaboticabal (SP). In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO SAFRINHA, 5. 1999, Barretos. **Resumos...** Campinas: Instituto Agrônomo, 1999. p. 217-20.

COSTA, R.S.; MÔRO, F.V.; MÔRO, J.R. Relação entre características morfológicas da semente e infestação por *Fusarium moniliforme* em milho (*Zea mays* L.). In: XXIII CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 2000, Uberlândia. **Resumos...** Uberlândia:

ABMS/Embrapa Milho e Sorgo/Universidade Federal de Uberlândia, 2000. p.191.

CRUZ, I. A lagarta-do-cartucho na cultura do milho, Sete Lagoas: EMBRAPA-CNPMS, 1995. 45p. (Embrapa-CNPMS. Circular técnica, 21)

CRUZ, I. Manejo de pragas da cultura do milho. In: SEMINÁRIO DA CULTURA DO MILHO SAFRINHA, 5, 1999, Barretos. **Cursos...** Campinas: Instituto Agrônômico, 1999, p. 27-56.

DUARTE, A. P. *et al.* Doenças em espigas de milho safrinha. In: SEMINÁRIO DA CULTURA DO MILHO SAFRINHA, 4. 1997, Assis. **Resumos...** Assis: IAC/Centro de Desenvolvimento Agropecuário do Médio Vale do Paranapanema, 1997. p. 01-10.

DUDIENAS, C. et al. **Avaliação de doenças em cultivares de milho.** In: DUARTE, A.P.; PATERNIANI, M.E.A.G.Z. (Coord.) Cultivares de milho no Estado de São Paulo: Resultados das avaliações regionais IAC/CATI/EMPRESAS – 1997/98. Campinas: Instituto Agrônômico, 1998. p. 43-53 (Documentos IAC, 62).

**EMBRAPA - Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema Brasileiro de Classificação de Solos. Brasília: 1999. 412p.**

FANCELLI, A.L.; DOURANO NETO, D. Principais doenças e seu controle. In: FANCELLI, A.L.; DOURANO NETO. **Produção de milho.** Guaíba: Agropecuária, 2000. p.253-277.

FANTIN., G.M. et al. **Avaliação de doenças em cultivares de milho no Estado de São Paulo.** In: DUARTE, A.P.; PATERNIANI, M.E.A.G.Z. (Coord.) Cultivares de milho no Estado de São Paulo: Resultados das avaliações regionais IAC/CATI/EMPRESAS –

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.59-72, 2005

1998/99. Campinas: Instituto Agronômico, 1999. p. 39-41 (Documentos IAC, 66).

FERNANDES, F.T.; OLIVEIRA, E. **Principais doenças na cultura do milho**. Sete Lagoas: EMBRAPA, CNPMS, 1997. 80p. (Circular Técnico).

FLETT, B.C.; WEHNER, F.C. Incidence of *Stenocarpella* and *Fusarium* cob rots in monoculture maize under different tillage systems. **Journal of Phytopathology** 133, p.327-333, 1991.

FORNASIERI FILHO, D. **Manejo integrado de doenças na cultura do milho**. Jaboticabal: Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 2001, 27p. Apostila do curso de Agronomia.

PATERINIANI, M.E.A.G.Z. et al. Variabilidade genética de híbridos triplos de milho para a resistência à ferrugem tropical. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v.1, n.1, p. 63-69, 2002.

RAIJ, B. van.; CANTARELLA, H. **Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo**. 2. ed. Campinas: Instituto Agronômico Fundação IAC, 1996. p.60-61. (Boletim, 100).

REIS, E.M., CASA, R.T. **Manual de identificação e controle de doenças de milho**. Passo Fundo: Aldeia Norte, 1996. p.14.

# Efeito de níveis de adubação orgânica no maracujazeiro doce cultivado com irrigação.

LEONEL, Sarita<sup>8</sup>  
DAMATTO JUNIOR, Erval Rafael<sup>9</sup>  
PEDROSO, Carlos Jorge<sup>10</sup>

## RESUMO:

O trabalho teve como objetivo avaliar efeitos de níveis de adubação orgânica, na forma de esterco de curral curtido (50%, 100%, 150% e 200% da dosagem recomendada para a cultura) e tratamento com fertilizante – sulfato de amônio (testemunha), na adubação de produção do maracujazeiro doce (*Passiflora alata*, Dryander). O experimento foi conduzido em delineamento inteiramente casualizado com cinco tratamentos, três repetições e quatro plantas por parcela experimental. Foram avaliados o comprimento de ramos primários, diâmetro de ramos, número, peso e diâmetro médio de frutos, aos 11 meses após o plantio. Também foram avaliadas características qualitativas dos frutos, como teor de sólidos solúveis totais, pH e acidez. A análise estatística dos resultados obtidos não apresentou diferenças significativas entre os tratamentos na primeira safra comercial, para as condições de Nitossolo Vermelho, onde foi realizado o ensaio. A média geral de produção do experimento foi de 39,3 Kg/planta.

**Termos para indexação:** esterco, nitrogênio, *Passiflora alata* (Dryander), crescimento, produção, irrigação.

## INTRODUÇÃO

O maracujazeiro é uma planta trepadeira originária da América tropical (RIZZI et al., 1998). A cultura do maracujá ganhou importância no Brasil a partir de 1970, ocupando o país atualmente, o primeiro lugar na produção mundial de maracujá (297.108 t), com uma área cultivada de

---

<sup>8</sup> FCA, Unesp, Campus de Botucatu, Fazenda Experimental Lageado, Departamento de produção vegetal.

33.012 ha (Agrianual, 2001), o que representa entre empregos diretos e indiretos, um contingente aproximado de 200 mil pessoas envolvidas com a cultura (RUGGIERO, 2000).

O maracujá doce (*Passiflora alata* Dryander) é a segunda espécie de maracujá mais cultivada no país, apresentando-se em fase de expansão nos plantios (RUGGIERO, 1996). De acordo com KAVATI (1998), a área cultivada com maracujá-doce é estimada em 200 hectares, com uma produtividade média de 25 a 30 toneladas por hectare. Contudo, já foram constatados cultivos com produtividade pelo menos duas vezes superior à média. No Brasil é cultivado pelo seu valor para consumo ao natural, pois a polpa é muito saborosa e doce. Atualmente, vem sendo consumido também na forma de suco. Tem ampla distribuição no território brasileiro, podendo ser encontrado desde o Amazonas, até o Rio Grande do Sul (Embrapa, 1999).

São poucos os dados disponíveis na literatura sobre a adubação do maracujá-doce. Por isso o produtor adota o mesmo padrão de adubação do maracujazeiro-amarelo (*Passiflora edulis* f. *flavicarpa*), que é relatado por KOEPF et al. (1983) como planta exigente quanto à fertilidade do solo, necessitando também de uma apreciável quantidade de matéria orgânica. Conforme os mesmos autores, o melhor adubo é o esterco compostado, com exigências de 15 toneladas/ hectare/ ano.

ANGELIS et al.(1996) avaliaram o efeito de três fontes de nutrientes com adição ou não de matéria orgânica (esterco de curral), na formação de mudas do maracujazeiro amarelo. O esterco de curral aumentou o diâmetro do caule, o comprimento da raiz principal e o peso da matéria seca do sistema radicular e provocou uma tendência de aumento das demais características. Conforme os pesquisadores, faz-se necessário o estudo de outras doses e de novas fontes de matéria orgânica.

Os efeitos da adubação orgânica e mineral também foram estudados por LIMA et al. (2001), avaliando o crescimento de mudas de cajueiro-anão-precoce 'CCP-76'. Os resultados enfatizaram que a aplicação de doses combinadas de matéria orgânica e fertilizante

mineral promoveu acréscimos significativos sobre a altura da planta, peso da matéria seca da parte aérea e número de folhas.

No sistema de produção de frutíferas em geral e na cultura do maracujazeiro em particular, o objetivo e a necessidade dos produtores são a diminuição dos custos de produção e a venda do produto final com preços mais compensadores. Dessa maneira, pesquisas sobre o uso de adubos orgânicos (possíveis de serem produzidos na propriedade) são interessantes, na medida em que surgem como opção de uma agricultura mais sadia e econômica, ao mesmo tempo em que crescem os mercados interno e externo para produtores orgânicos, com possibilidade de obtenção de preços mais elevados. Na mesma proporção, é esperada e necessária a geração de conhecimentos científicos nessa área.

Sendo poucas as informações sobre as melhores condições para o cultivo do maracujazeiro doce (*Passiflora alata* Dryander), o presente trabalho teve como objetivos avaliar os efeitos da adubação orgânica no crescimento, desenvolvimento e produção dessa fruteira, cultivada com irrigação complementar.

## **MATERIAL E MÉTODOS**

O trabalho foi conduzido no pomar do Departamento de Produção Vegetal - Horticultura da Faculdade de Ciências Agrônomicas/UNESP, Câmpus de Botucatu - SP. As coordenadas geográficas locais, de acordo com TUBELIS & SALIBE (1989) são: 22°52'47" latitude S, 48°25'12" longitude W e altitude de 810 m. O tipo climático predominante no local é o temperado, sem inverno seco, sendo a média das temperaturas mínimas de 18°C e a das máximas de 22°C, com precipitação média anual de 1314 mm (TUBELIS et al., 1972 e CURI, 1972). O solo da área foi caracterizado como unidade lageado-terra roxa estruturada, álica, textura argilosa, latossólica (CARVALHO et al., 1983), atualmente Nitossolo Vermelho, segundo os critérios da Embrapa

As mudas foram produzidas no Departamento de Produção Vegetal da FCA/UNESP, sendo as sementes extraídas manualmente de frutos maduros, provenientes de produtores da região de Campinas – SP. Estas sementes foram tratadas e posteriormente semeadas em bandejas de poliestireno expandido de 128 células, tendo como substrato vermiculita; a seguir foram colocadas para germinar em ambiente de estufa com temperatura e umidade controladas.

Quando as mudas apresentaram o primeiro par de folhas definitivas foram transplantadas para sacos plásticos pretos que permaneceram em condições de ripado coberto com sombrite, com sistema de irrigação por aspersão acionada duas vezes ao dia, durante 30 min. Quando as mudas atingiram 5cm de altura receberam fertilização foliar com a solução recomendada por MALAVOLTA (1994). As mudas foram transplantadas para o campo, quando emitiram as primeiras gavinhas (cerca de 80 dias após semeadura).

A área destinada ao plantio (960 m<sup>2</sup>) foi previamente arada e gradeada, posteriormente, foi realizada calagem em área total, conforme resultado da análise de solo prévia, com o objetivo de elevar a saturação em bases a 70% (Boletim técnico 100, IAC 1996).

O plantio no campo foi realizado em janeiro de 2002. O espaçamento adotado foi de 2 m entre linhas e 4 m entre plantas, com uma área de 8m<sup>2</sup>/planta, adotando-se o sistema de condução em latada descrito por VASCONCELLOS (2000). As dimensões das covas foram de 60 x 60 x 60 cm. Para um bom desenvolvimento inicial da planta, foi incorporada nas covas de plantio, com antecedência de 40 dias, a seguinte adubação fundamental por cova: 10 litros de esterco de curral curtido, 1 kg de termofosfato com boro e zinco e 500 g de calcário dolomítico (PIZZA JR. & KAVATI, 1997).

Após o pegamento das mudas, teve início o seguinte programa de adubação (realizada com esterco de curral curtido, cuja composição foi

previamente analisada no Departamento de Recursos Naturais da FCA/Unesp): 1,3 kg de esterco aos 30 dias após o plantio (10g de N); 2,0 kg de esterco aos 60 dias após o plantio (15 g de N) e 2,6 kg de esterco aos 90 dias após o plantio (20 g de N). O adubo foi distribuído em cobertura, em uma faixa de 0,5 m ao redor do tronco, em todas as plantas do experimento.

Com o objetivo de avaliar os efeitos da adubação orgânica no crescimento, desenvolvimento e produção do maracujazeiro doce, cultivado com irrigação complementar, utilizaram-se tratamentos com esterco de curral curtido, os quais foram definidos conforme resultados da análise de solo e de acordo com a tabela de recomendação para maracujazeiro, do Boletim Técnico nº 100 do IAC (1996):

T1= Testemunha: adubação química convencional recomendada para a cultura (240 g sulfato amônio + 118,5 g termosfosfato + 106,5 g cloreto de potássio/planta);

T2 = 50% da dosagem recomendada de nitrogênio pela Tabela do IAC (1,6 kg esterco + 118,5g termofosfato + 106,5 g cloreto de potássio/planta);

T3 = 100% da dosagem recomendada de nitrogênio pela Tabela do IAC (3,2 kg esterco + 118,5 g termofosfato + 106,5 g cloreto de potássio/planta);

T4 = 150% da dosagem recomendada de nitrogênio pela Tabela do IAC (4,8 kg esterco + 118,5 g termofosfato + 106,5 g cloreto de potássio/planta);

T5 = 200% da dosagem recomendada de nitrogênio pela Tabela do IAC (6,4 kg esterco + 118,5 g termofosfato + 106,5 g cloreto de potássio/planta).

A irrigação complementar, através do sistema de gotejamento localizado sob copa (VASCONCELLOS, 2000), iniciou-se 6 meses após o plantio, na época constatada como de maior ocorrência de

deficiência hídrica (julho/2002) na região (TUBELIS & SALIBE, 1989). A frequência foi de 3 horas por dia numa vazão de 2,64 litros/hora, sendo empregada quantidade uniforme para todas as plantas. Nos dias de ocorrência de precipitação pluviométrica no horário da irrigação (9:00 as 11:00 horas), o sistema não foi acionado.

No período de duração do experimento, foram realizados os seguintes tratamentos culturais nas plantas de maracujazeiro: controle mecânico de plantas daninhas, desbrotas, polinização artificial e controle fitossanitário.

As avaliações foram realizadas após 11 meses do plantio (dezembro/2002), quando os frutos estavam fisiologicamente maduros. Avaliaram-se parâmetros de crescimento, produção e características qualitativas dos frutos, na primeira colheita comercial, sendo eles: comprimento médio dos ramos primários (m), diâmetro médio de ramos primários a 20cm do solo, secundários e terciários a 20cm (mm), número médio de frutos por planta; diâmetro (cm) e peso médio dos frutos (Kg), além do teor de sólidos solúveis totais (SST - ° Brix), pH e acidez (g ácido cítrico/100g de fruto) dos frutos.

O delineamento estatístico empregado foi inteiramente casualizado, com 5 tratamentos, 3 repetições e 4 plantas úteis por parcela experimental (ROSSETTI, 2002). Os tratamentos corresponderam às dosagens de esterco de curral curtido e tiveram seus efeitos avaliados pelo teste de comparação de médias de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade (KRONKA & BANZATTO, 1992).

## **RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Os resultados obtidos no experimento encontram-se nas tabelas 01, 02 e 03. Sendo praticamente inexistentes os trabalhos sobre irrigação e adubação orgânica em maracujazeiro doce, os resultados obtidos no ensaio não podem ser comparados com o de outros trabalhos de pesquisa e condução da cultura. Na literatura publicada, ressalta-se a experiência de VASCONCELLOS (2000), que relata haver uma

diferença na produção de frutos (com diferentes classificações) dessa espécie do primeiro para o segundo ano de produção, provavelmente devido ao reflexo de deficiência no manejo da cultura, com ênfase nos aspectos nutricionais, fitossanitários e de condução das plantas. O mesmo autor reporta que, nos plantios em “latada” são usados espaçamentos que proporcionam uma densidade de 330 a 1000 plantas/ha, com produtividades que variam de 25 a 30 t/ha, podendo ser duas a três vezes superiores, sendo que os mesmos resultados são citados por KAVATI (1998). No presente experimento, o espaçamento adotado foi de 4 x 2 m, o que resultou num estande total estimado de 1250 plantas/ha. Os resultados de produção média por planta, dos tratamentos empregados foram de 39,3 Kg/planta, o que se fazendo uma extrapolação para hectares, daria uma produtividade de 49,1 t/ha (Tabela 01). No caso do tratamento com 1,6 Kg de esterco + KCl + termofosfato (T2) houve uma produção de 67,9 Kg/planta, o que poderia inferir numa produtividade de 84,9 t/ha, três vezes superior à média relatada para a cultura.

Tabela 01: Resultados obtidos para peso e número médio de frutos, produção e produtividade estimadas.

<b>Tratamentos</b>	<b>Pes médio dos frutos (g)</b>	<b>Nú mero de frutos / planta</b>	<b>Pro dução esti mada (kg/t rat.)</b>	<b>Produ tividade estimada (t/ha)<sup>1</sup></b>
T1=Testemunha (SA + Cl + SS)	222, 0 a	49, 42 a	45,1	56,4
T2=1,6 kg de esterco + Cl + SS	248, 0 a	57, 25 a	67,9	84,9
T3=3,2 kg de esterco + Cl + SS	224, 0 a	41, 00 a	31,3	39,1

80					
T4=4,8 kg de esterco + Cl + SS	192, 0 a	43, 08 a	30,1	37,6	
T5=6,4 kg de esterco + Cl + SS	211, 0 a	35, 42 a	22,0	27,5	
<b>Média do ensaio</b>	219, 4	45, 2	39,3	49,1	
<b>C.V. (%)</b>	30,9	30, 54	-	-	

1 – Cálculos realizados tomando-se como base a produção obtida (kg/planta) por tratamentos e uma densidade de 1250 plantas/ha. Médias seguidas de mesma letra na mesma coluna, não diferem entre si pelo teste de Tukey a 5%.

De acordo com VASCONCELLOS (2000), ainda não há dados sobre a resposta do maracujazeiro doce à irrigação, porém é notório seu comportamento em condições de estresse hídrico, em que tanto plantas jovens como adultas ficam rapidamente com as folhas caídas (aspecto de murcha) e paralisam seu crescimento. Quando irrigado, o maracujazeiro doce apresenta um crescimento praticamente constante, com produção de frutos de boa qualidade. Nesse trabalho de pesquisa, tal referência foi confirmada, uma vez que se obteve grande produção de frutos, com peso médio por fruto variando de 192 g (T4) a 248 g (T2) (Tabela 01).

A irrigação complementar por gotejamento localizado sob copa possibilitou incrementos em produtividade, sendo a média estimada do ensaio de 49,1 t/ha.

Com relação às características qualitativas dos frutos, o teor médio de sólidos solúveis totais foi de 19,5°Brix, a média do pH foi de 3,32 e da acidez 1,82g ácido cítrico/100g (Tabela 02). Os teores de sólidos solúveis encontrados neste experimento estão um pouco acima dos encontrados por SILVA et al. (1999), que foi de 16,3°Brix; também de acordo com este mesmo autor, os valores de pH estão bem próximos. Já os valores da acidez dos frutos estão bastante superiores aos encontrados por SILVA et al. (1999), que foi de 0,50g ácido cítrico/100g.

**Tabela 02:** Resultados obtidos para diâmetro médio de frutos, sólidos solúveis, pH e acidez de frutos de maracujá doce (*Passiflora alata* Dryander), sob diferentes níveis de adubação orgânica.

<b>Tratamentos</b>	<b>Diâmetro médio de frutos (mm)</b>	<b>Sólidos Solúveis Totais (°Brix)</b>	<b>pH</b>	<b>Acidez (g/100 g)</b>
T1= Testemunha (SA + KCl + SS)	72,90 a	19,25 a	3,26 a	1,91 a
T2= 1,6 kg de esterco + KCl + SS	75,17 a	20,43 a	3,32 a	1,83 a
T3= 3,2 kg de esterco + KCl + SS	72,33 a	17,96 a	3,33 a	1,75 a
T4= 4,8 kg de esterco + KCl + SS	73,33 a	19,57 a	3,34 a	1,86 a
T5= 6,4 kg de esterco + KCl + SS	74,93 a	20,49 a	3,34 a	1,76 a
<b>C.V. (%)</b>	3,5	8,7	2,5	12,8

Médias seguidas de mesma letra na mesma coluna, não diferem entre si pelo teste de Tukey a 5%.

Com relação à resposta aos tratamentos com esterco de curral curtido, não houve diferença estatística entre os tratamentos, na primeira safra (Tabela 03). Tal fato pode ser explicado pela fertilidade natural do solo do ensaio (terra roxa estruturada, textura argilosa), pela lenta decomposição da matéria orgânica e pelo maracujazeiro doce ser uma planta que apresenta crescimento vigoroso, florescimento em pelo menos três épocas do ano e uma alta produção de frutos pesados, o que faz com que ocorra uma elevada extração e exportação de nutrientes pela planta, podendo ocasionar a falta de nutrientes disponíveis nos momentos em que são requeridos. CAMPO DALL'ORTO et al. (1996) salientam que o principal efeito da adubação orgânica é na melhoria das propriedades físicas e químicas do solo. No entanto, conforme os mesmos autores, a liberação dos nutrientes dos adubos orgânicos é mais lenta que a dos adubos minerais, pois é dependente da mineralização da matéria orgânica. De acordo com a Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais (1989), a conversão do nitrogênio da forma

orgânica para a mineral ocorre 50% no primeiro ano, 20% no segundo ano e 30% após o segundo ano.

**Tabela 03:** Resultados obtidos para comprimento e diâmetro médios de ramos de plantas de maracujazeiro doce (*Passiflora alata* Dryander), sob diferentes níveis de adubação orgânica.

<b>Tratamentos</b>	<b>Comp ri- mento de ramos (m)</b>	<b>Diâm. ramo primário (mm)</b>	<b>Diâm. ramo secundá rio (mm)</b>	<b>Diâm. ramo terciário (mm)</b>
T1=Testemunha(SA + KCl + SS)	2,38 a	14,17 a	8,58 a	5,17 a
T2=1,6 kg de esterco + KCl + SS	2,37 a	15,67 a	11,33 a	6,50 a
T3=3,2 kg de esterco + KCl + SS	2,32 a	14,17 a	9,58 a	5,75 a
T4=4,8 kg de esterco + KCl + SS	2,37 a	14,33 a	10,42 a	5,92 a
T5=6,4 kg de esterco + KCl + SS	2,31 a	13,83 a	10,08 a	6,08 a
<b>C.V. (%)</b>	1,8	14,9	13,2	17,6

Médias seguidas de mesma letra na mesma coluna, não diferem entre si pelo teste de Tukey a 5%.

## CONCLUSÕES

Os resultados obtidos permitiram as seguintes conclusões:

- Não houve efeito estatisticamente significativo de doses crescentes de esterco de curral curtido, nas características de crescimento avaliadas para o maracujazeiro doce;
- A média geral de produção do experimento foi de 39,3 Kg/planta, com peso médio dos frutos variando de 192 a 248g, conforme as dosagens de esterco de curral empregadas.

## SUMMARY

LEONEL, S.; DAMATTO JUNIOR, E.R.; PEDROSO, C.J. Levels effects of organic manure in fragrant granadilla, conduct over irrigation.

The effects of different manure levels (50%, 100%, 150% and 200% of the level applied for the plants) and the control (treatment with ammonium sulfate) were evaluated on fragrant granadilla (*Passiflora alata*, Dryander) development and production. It were evaluated the higher, branches diameter, number, weight and medium diameter of fruits, after 11 months of planting the nurseries on the yield. Also, it was evaluated total soluble solid, ph and acidity. There were not significant differences between the treatments in the first commercial production, in the “Nitossolo Vermelho”. The production was about the 39,3Kg media per plant.

**Key words:** manure, nitrogenous, *Passiflora alata* (Dryander), growing, production, irrigation.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICA

AGRIANUAL 2001. **Anuário Estatístico da Agricultura Brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 2001. 481p.

ANGELIS, B.; PEIXOTO, J.R.; KORNDORFER, G.H.; SANTANA, D.G.; BORGES, E.N. Efeito da adubação mineral foliar com e sem matéria orgânica na formação de mudas do maracujazeiro amarelo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE FRUTICULTURA, 14., 1996, Curitiba. **Anais...** Curitiba: Sociedade Brasileira de Fruticultura e Instituto Agrônômico do Paraná, IAPAR, 1996, p.341.

BOLETIM TÉCNICO nº100. **Instituto Agrônômico de Campinas (IAC)**. Campinas, 1996. 285p.

CAMPO DALL’ORTO, F.A. et al. Frutas de clima temperado II: Figo, maçã, marmelo, pêra e pêssego em pomar compacto. In: RAIJ, B. van.

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.73-85, 2005

et al. (Ed.). **Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo**. 2 ed. Campinas: Fundação Instituto Agrônomo (IAC), 1996, p.139-140.

CARVALHO, W.A.; ESPÍNDOLA, C.R.; PACCOLA, A.A. Levantamento de solos da Fazenda Lageado – Estação Experimental “Presidente Médici”. **Boletim Científico – Faculdade de Ciências Agrônômicas**, v.1, p.1-95, 1983.

COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO DO ESTADO DE MINAS GERAIS. Recomendações para o uso de fertilizantes e corretivos em Minas Gerais, 4. Aproximação. Lavras, 1989. 176p.

CURI, P.R. **Relações entre evaporação medida pelo tanque IA-58 e evapotranspiração calculada pelas equações de Thornthwait e Camargo, para o município de Botucatu**. 1972. 88f. Tese (Doutorado). Faculdade de Ciências Médicas e Biológicas de Botucatu, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 1972.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Produção de Informação, 1999. **Cultivo do Maracujá**, Brasília: Vídeo, part. 3, 35mm, son., color., 13 min., VHS.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema Brasileiro de Classificação de Solos. Rio de Janeiro: EMBRAPA/SOLOS, 1999. 412p.

KAVATI, R. Florescimento e frutificação do maracujazeiro amarelo (*Passiflora edulis f. flavicarpa*). In: RUGGIERO, C. **Maracujá: do plantio a colheita**. Jaboticabal: FUNEP, 1998. p. 107-129.

KOEPF, H. H.; PETTERSON B.D.; SHAUMANN, W. **Agricultura Biodinâmica**, São Paulo: Nobel, 1983, 316p.

KRONKA, S.N.; BANZATTO, D.A. **Experimentação agrícola**. Jaboticabal: FUNEP, 1992. 247p.

LIMA, R.L.S.; FERNANDES, V.L.B.; OLIVEIRA, V.H.; HERNANDEZ, F.F.F. Crescimento de mudas de cajueiro-anão-precoce

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.73-85, 2005

‘CCP-76’, submetidas à adubação orgânica e mineral. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v.23, n.2, p.391-395, 2001.

MALAVOLTA, E. **Nutrición y fertilización del maracujá**. Quito: Infopós, 1994. 54p.

PIZZA JUNIOR, C.T.A.; KAVATI, R. **Manual técnico das culturas**. Tomo III. Fruticultura. Campinas: SAA/CATI/DCT. Boletim Técnico nº 08. 1997. 346 p.

ROSSETTI, A.G. Influência da área da parcela e do número de repetições na precisão de experimentos com arbóreas. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, v. 37, n. 4, p. 433-438, 2002.

RUGGIERO, C. **Maracujá para exportação: aspectos para produção** (série publicações técnicas Frutex), 1996, 64p.

RUGGIERO, C. Situação da cultura do maracujazeiro no Brasil. **Informe agropecuário**, Belo Horizonte, v. 21, n. 206, p. 5-9, 2000.

SILVA, A. P. **Métodos de aplicação de cloreto de cálcio pós-colheita na conservação do maracujá-doce (*Passiflora alata Dryander*)**. 1999. 95f. Tese (Mestrado Agronomia / Horticultura). Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 1999.

TUBELIS, A.; NASCIMENTO, F.J.L.; FOLONI, L.L. **Meteorologia e climatologia**. Faculdade de Ciências Médicas e Biológicas de Botucatu, v.3, p.344-362, 1972 (Mimeografado).

TUBELIS, A.; SALIBE, A.A. Relações entre produção de laranja “Hamlin” e as precipitações mensais no altiplano de Botucatu. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, v.23, p.801-806, 1989.

VASCONCELLOS, M.A. da S. Maracujazeiro doce: sistema de produção. **Informe agropecuário**, Belo Horizonte, v. 21, n. 206, p. 76-80, 2000.

Cultura agrônômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.73-85, 2005

# APLICAÇÃO DE NITROGÊNIO EM MUDAS DE SERINGUEIRA E EFEITOS SOBRE TEORES FOLIARES DE NUTRIENTES E CLOROFILA

FURLANI JUNIOR, Enes<sup>1</sup>;

MISSIO, Robson Fernandes;

LINS, Vanessa Severo;

FRANCO, Gilberto Bonadio;

ANDREOTTI, Marcelo<sup>2</sup>

FERRARI, Samuel<sup>3</sup>

**RESUMO:** A agroindústria heveícola brasileira é encarada como uma atividade econômica que precisa ser lucrativa para competir com a agroindústria internacional. Respeitando certos limites, a adubação racional é a prática agrícola mais rápida, mais eficiente e de menor custo de que o produtor dispõe para conduzir um cultivo rentável. No entanto as recomendações de adubação, dentre elas a de nitrogênio, devem ser baseadas no consenso entre as informações das análises do solo e das folhas. O presente trabalho teve como objetivo verificar a correlação de níveis crescentes de nitrogênio com leituras de clorofila, características de crescimento de mudas e teores foliares de macro e micronutrientes. O presente trabalho foi desenvolvido em casa de vegetação na FE/UNESP Campus de Ilha Solteira-SP, onde as mudas de seringueira foram transplantadas em vasos e submetidas a diferentes tratamentos com doses crescentes de nitrogênio em cobertura de: 0; 0,625; 1,250; 1,875; 2,500; 3,125; 3,750 e 4,375 g de uréia por vaso. Todos os vasos foram submetidos a avaliações de macro e micronutrientes. As avaliações de leitura de

---

<sup>1</sup> FE/Unesp/Campus de Ilha Solteira, Departamento de Fitotecnia.

clorofila foram realizadas utilizando-se o aparelho Minolta (SPAD 502). Através dos resultados observa-se que somente os teores de K e Ca alteram-se com as doses em estudo e que o N apresenta correlação com os nutrientes em estudo sendo esta positiva ou negativa. Observa-se que a máxima leitura SPAD (51,23) é obtida com a dose de 2,44g de uréia/vaso. As características altura, diâmetro e número de folhas apresentaram aumento crescente com o aumento das doses de N em estudo.

*Termos para indexação: Seringueira, nitrogênio, clorofila.*

## INTRODUÇÃO

O conhecimento do estado nutricional da seringueira constitui um subsídio para a definição de critérios essenciais à identificação de fatores limitantes da produtividade (Bataglia & Cardoso, 1990). No Brasil, a técnica habitualmente empregada para as recomendações de adubação é a análise do solo, aliada ao histórico de uso da área. Em poucos casos faz-se uso da análise foliar, sendo as faixas dos teores de nutrientes extrapoladas da literatura. Segundo Malavolta et al. (1989), a avaliação do estado nutricional de uma planta deve ter como requisito a comparação dos resultados da análise de uma amostra de folha com um padrão. Como referência, sugerem uma planta que, tendo nos seus tecidos todos os nutrientes em quantidades e proporções adequadas, seja capaz de dar altas produções, sendo o seu aspecto visual semelhante ao encontrado em lavouras muito produtivas. Entretanto, as recomendações de adubação devem ser baseadas no consenso entre as informações das análises do solo e das folhas. De acordo com Reis et al. (1982), desde que haja aplicação suficiente de fertilizantes na fase imatura do seringal, pode-se suspender a adubação por quatro anos após o início da sangria, fazendo aplicação

apenas de N, a fim de repor as perdas com a extração do látex. Nesse caso, os níveis de nutrientes seriam monitorados a intervalo de 3 a 5 anos, fazendo-se a reposição de P, K e Mg nas quantidades indicadas. Entretanto, há restrições a essa recomendação nos casos em que não se faz uso de leguminosa de cobertura e há competição com a cobertura natural ou cultivos intercalares (Murbach et al., 1999).

Com a expansão da heveicultura no Brasil, é de suma importância o conhecimento sobre o manejo nutricional desta cultura. Neste contexto, sendo o nitrogênio um dos elementos essenciais para o bom desenvolvimento e produção da maioria das culturas, torna-se necessário um método de detecção rápida que possibilite a correção da deficiência a tempo de impedir possíveis prejuízos no desenvolvimento das plantas, uma vez que, as recomendações para adubação nitrogenada baseiam-se em curvas de absorção do nutriente e acúmulo de matéria seca pela planta. Segundo Barros & Alves (1985), um dos principais sintomas de deficiência de nitrogênio, é a coloração verde amarelo pálido nas folhas velhas, redução no crescimento da planta, refletindo assim na diminuição do tamanho, número de folhas e no diâmetro, tornando a planta raquítica. Os nutrientes minerais, principalmente nitrogênio, fósforo e potássio, são muito importantes para o crescimento e desenvolvimento das mudas de seringueira. O bom desenvolvimento das plantas de seringueira no campo, logo após o transplante, depende muito do estado nutricional (Virgens Filho et al., 2001) e fisiológico (Falcão, 1996) das mudas transplantadas. As plantas jovens de seringueira crescem ativamente com fluxos contínuos de lançamento de novas folhas até o quarto ou quinto ano de idade, quando se inicia uma fase de crescimento intermitente com o processo de troca de folhas, sobretudo durante o inverno, sendo neste período que ocorre a absorção dos nutrientes essenciais para o crescimento e desenvolvimento da planta.

A utilização do medidor portátil de clorofila (SPAD), que faz leituras instantâneas e indiretas do teor de clorofila nas folhas, surge como uma nova técnica para a diagnose da deficiência de nitrogênio em diversas

culturas (Argenta et al., 2002; Gerendás & Pieper, 2001; Barraclough & Kyte, 2001; Sainz Rozas & Echeverría, 1998; Furlani Jr. et al., 1996).

De acordo com Mendoza et al. (1998), diversos trabalhos têm demonstrado que o conteúdo de clorofila e nitrogênio total, determinado pelos métodos tradicionais em leguminosas, gramíneas, frutíferas e hortaliças, apresentam uma alta correlação com as leituras efetuadas pelo clorofilômetro (SPAD). Portanto, a utilização desse aparelho, associado com a análise de solo, apresenta grande potencial como indicador para a recomendação de adubação nitrogenada em diversas culturas. Deste modo, o presente trabalho teve como objetivo verificar a correlação de níveis crescentes de nitrogênio com leituras de clorofila, características de crescimento de mudas e teores foliares de macro e micronutrientes.

## **MATERIAL E MÉTODOS**

O presente trabalho foi desenvolvido em casa de vegetação na Estação Experimental da Universidade Estadual Paulista – UNESP – Campus de Ilha Solteira - SP, no período de julho a setembro de 2002. As mudas de seringueira foram transplantadas em vasos com capacidade de 20 litros de solo. Foi efetuada uma análise química prévia do solo, apresentando os seguintes resultados: 2,99 mg dm<sup>-3</sup> de P, 25 g dm<sup>-3</sup> de M.O., pH em CaCl<sub>2</sub> de 4,33, V% 25, T de 33 mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup> e 0,49, 2,39, 5,25, 24,7, 3,2 e 8,0 mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup> de K, Ca, Mg, H+Al, Al e S respectivamente. O ensaio seguiu um delineamento experimental de blocos casualizados, com 6 repetições, submetidos a doses crescentes de nitrogênio em cobertura de: 0; 0,625; 1,250; 1,875; 2,500; 3,125; 3,750 e

4,375 g de uréia por vaso. Todos os vasos foram submetidos, de forma uniforme, a aplicação diária de irrigação. Avaliaram-se os macronutrientes – nitrogênio, fósforo, potássio, cálcio, enxofre e magnésio, e os micronutrientes – manganês, ferro e cobre. Para a análise dos parâmetros utilizou-se o programa Estatístico Sanest, submetendo-se os dados à análise de regressão ao nível de 5% de probabilidade. As avaliações de leitura de clorofila foram realizadas a partir da aplicação dos tratamentos (doses de N), totalizando 8 avaliações, com intervalos de leituras de 7 dias. Todos os vasos foram submetidos, de forma uniforme, a aplicação diária de água. Para as leituras diretas de clorofila, utilizou-se o aparelho Minolta (SPAD 502). Para a análise das variáveis, utilizou-se o programa Estatístico Sanest, submetendo-se os dados à análise de variância, com aplicação de regressão e comparação de médias ao nível de 5% de probabilidade. Os parâmetros avaliados foram: altura de planta (cm), diâmetro do caule (mm), número de folhas e área foliar (mm<sup>2</sup>). A altura das mudas tomou-se com auxílio de uma fita métrica, o diâmetro com um paquímetro digital e para o cálculo da área foliar utilizou-se um medidor de área foliar (AMD 100). As variáveis foram submetidas à análise de variância, para comparação de médias das épocas de avaliação e análise de regressão para as doses de uréia.

## **RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Na tabela 1 são apresentadas as análises de variância para os macronutrientes (N, P, K, Ca, Mg e S). A análise apresenta efeito significativo, ao nível de 5% de probabilidade pelo teste Tukey, apenas para o potássio ( $P > F = 0,0348$ ) e o cálcio ( $P > F = 0,0963$ ).

Tabela 1. Análise de variância para os macronutrientes, em mudas de seringueira.

Causas da variação	N		P		K		Ca		Mg		S	
	F	P>F	F	P>F	F	P>F	F	P>F	F	P>F	F	P>F
Tratamentos	1,4512 <sup>ns</sup>	0,2128	0,8107 <sup>ns</sup>	0,5849	2,4464*	0,0348	1,8956*	0,0963	1,4841 <sup>ns</sup>	0,2010	0,9745 <sup>ns</sup>	0,5359
Reg. linear	0,0798	0,7756	0,6085	0,5540	1,055	0,3116	2,4452	0,1223	0,3210	0,5809	1,2939	0,2613
Reg. quadrática	2,5089	0,1176	0,0050	0,9420	0,4062	0,5345	0,4044	0,5354	0,0166	0,8936	0,6122	0,5554
CV(%)	12,97		24,03		18,56		16,10		22,50		13,35	

\*significativo ao nível de 5% de probabilidade pelo Teste Tukey. <sup>ns</sup> não significativo.

A análise estatística não apresentou diferença significativa para os micronutrientes avaliados (Tabela 2). Pode-se observar, principalmente para micronutrientes altos coeficientes de variação experimental.

Tabela 2. Análise de variância para os micronutrientes, em mudas de seringueira.

Causas da variação	Mn		Fe		Cu	
	F	P>F	F	P>F	F	P>F
Tratamentos	0,9763 <sup>ns</sup>	0,5371	0,1638 <sup>ns</sup>	0,9898	0,7024 <sup>ns</sup>	0,6715
Reg. Linear	1,0233	0,3191	0,0867	0,7672	0,0537	0,8127
Reg. quadrática	1,9849	0,1635	0,1278	0,7229	2,8360	0,0964
CV (%)	44,14		21,58		66,82	

<sup>ns</sup> não significativo.

Na Tabela 3, estão apresentadas as respectivas correlações entre os macros e micronutrientes avaliados.

Com relação ao nitrogênio, pode-se observar uma alta correlação com o magnésio (0,71), e baixa correlação com o potássio (0,27), cálcio (0,26) e cobre (0,12), e correlação negativa com fósforo (-0,10) e enxofre (-0,04). O fósforo apresentou correlação negativa com todos os nutrientes avaliados, destacando a correlação com o potássio (-0,63).

Existe uma alta correlação entre potássio e cálcio (0,70), e baixa ou quase nula, entre potássio e magnésio (0,002). Já o cálcio apresentou altas correlações com enxofre (0,70), manganês (0,66) e ferro (0,72). A correlação entre magnésio e ferro foi alta e positiva (0,78), indicando grande dependência entre eles.

Tabela 3. Correlação entre os macronutrientes e micronutrientes em mudas de seringueira.

	<b>N</b>	<b>P</b>	<b>K</b>	<b>Ca</b>	<b>Mg</b>	<b>S</b>	<b>Mn</b>	<b>Fe</b>	<b>Cu</b>
<b>N</b>	1	-0,10	0,27	0,26	0,71	-0,04	0,45	0,57	0,12
<b>P</b>		1	-0,63	-0,55	-0,05	-0,50	-0,30	-0,27	-0,31
<b>K</b>			1	0,70	0,002	0,46	0,59	0,36	0,40
<b>Ca</b>				1	0,47	0,70	0,66	0,72	0,02
<b>Mg</b>					1	0,41	0,30	0,57	-0,21
<b>S</b>						1	0,41	0,24	0,22
<b>Mn</b>							1	0,78	0,56
<b>Fe</b>								1	0,14
<b>Cu</b>									1

Na tabela 4 são apresentadas as análises de variância para as leituras SPAD, onde não se verificou efeito significativo da interação entre épocas de avaliação e doses de nitrogênio aplicado nos parâmetros avaliados, ou seja, os níveis de um fator variam independentemente dos níveis do outro fator.

Tabela 4. Análise de variância para as leituras SPAD em mudas de seringueira.

Causas da variação	SPAD	
	F	P>F
Época	3,2794*	0,00256
Doses	5,9720*	0,00002
Época x Doses	0,5285 <sup>ns</sup>	0,99581
CV (%)	12,11	
DMS (5%)	3,6729	

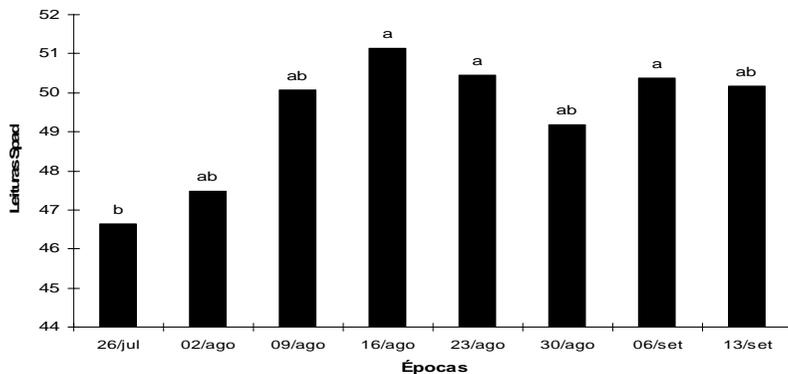
\*significativo ao nível de 5% de probabilidade pelo Teste Tukey.

<sup>ns</sup> não significativo.

Com relação a épocas de avaliação (Gráfico 1), a quarta avaliação (16/08), ou seja, 22 dias após a aplicação de nitrogênio, foi a que apresentou maior leitura SPAD, indicando o ponto de máxima absorção e aproveitamento do nitrogênio do solo. Neste período de avaliação (56 dias), verificou-se após a aplicação das doses de nitrogênio, uma relativa estabilidade nas leituras do clorofilômetro, demonstrando que as mudas de

seringueira não necessitam de intervalos pequenos entre aplicações de nitrogênio em cobertura.

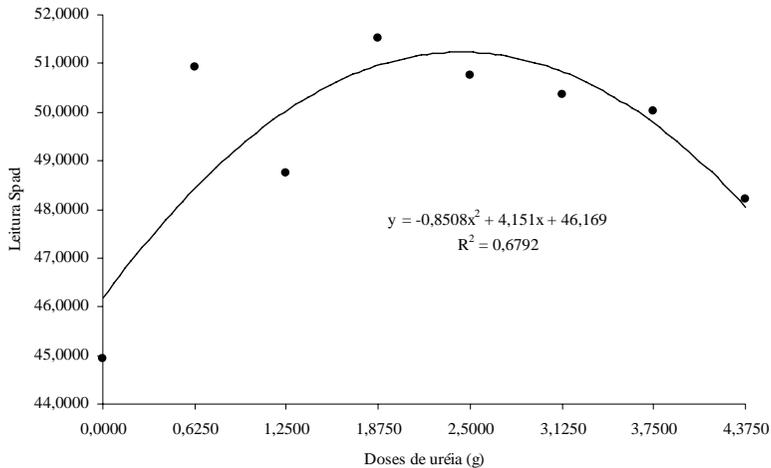
Gráfico 1. Leituras de clorofila efetuadas nas diferentes épocas de avaliação em mudas de seringueira.



Médias seguidas da mesma letra não diferem entre si pelo Teste Tukey ao nível de 5% de probabilidade.

As leituras SPAD responderam de forma quadrática às doses de nitrogênio (Gráfico 2), deste modo à leitura SPAD máxima (51,23), seria obtida com a dose de 2,44g de uréia/vaso, sendo que a partir desta dose as leituras começam a decrescer, indicando que doses muito elevadas diminuem significativamente as leituras indiretas de clorofila.

Gráfico 2. Regressão polinomial efetuada entre as médias das leituras de clorofila e doses de uréia em mudas de seringueira.



As leituras SPAD apresentaram altas correlações com as características de crescimento (Tabela 5), principalmente com altura (0,85) e área foliar (0,77), apresentando uma menor correlação com o número de folhas (0,24). As características altura e área foliar, assim como altura e diâmetro da planta, também apresentaram boas correlações. Existe correlação negativa (-0,25) entre as características diâmetro e número de folhas.

Tabela 5. Correlação entre as leituras SPAD e as características de crescimento em mudas de seringueira.

	SPAD	Altura	Área foliar	Diâmetro	Nº folhas
SPAD	1	0,85	0,77	0,53	0,24
Altura		1	0,79	0,76	0,20
Área foliar			1	0,50	0,61
Diâmetro				1	-0,25
Nº folhas					1

Na tabela 6 são apresentadas às análises de variância para as características altura, diâmetro do caule, número de folhas e área foliar, onde não houve efeito significativo da interação entre épocas de avaliação e doses de nitrogênio aplicado, para os parâmetros avaliados, ou seja, os níveis de um fator variam independentemente dos níveis do outro fator.

Tabela 6. Análise de variância para as características altura, diâmetro do caule, número de folhas e área foliar, em mudas de seringueira.

Causas da variação	Altura		Diâmetro do caule		Nº de folhas		Área foliar	
	F	P>F	F	P>F	F	P>F	F	P>F
Época	19,342 8*	0,0000 1	16,779 0*	0,0000 1	11,970 6*	0,0000 1	0,1879 ns	0,9853
Doses	18,625 5*	0,0000 1	10,665 9*	0,0000 1	12,266 7*	0,0000 1	---	---
Época x Doses	0,7778 ns	0,8567 8	0,2208 ns	1,0000 0	0,6198 ns	0,9784 0	---	---
CV (%)	10,43		11,45		20,14		13,55	
DMS (5%)	3,8835		0,4674		1,5481			

\*significativo ao nível de 5% de probabilidade pelo Teste Tukey. ns não significativo.

A análise estatística para as características altura, diâmetro e número de folhas, em relação às épocas de avaliação, são apresentadas nos Gráficos 3, 4 e 5, respectivamente.

Para a característica altura (Gráfico 3), pode-se observar um acréscimo de 19,0% durante o período de avaliação. Já para o diâmetro do caule (Gráfico 4) observa-se um aumento da ordem de 23,7%, ao passo que para número de folhas (Gráfico 5) houve um acréscimo de 25,4% durante o mesmo período.

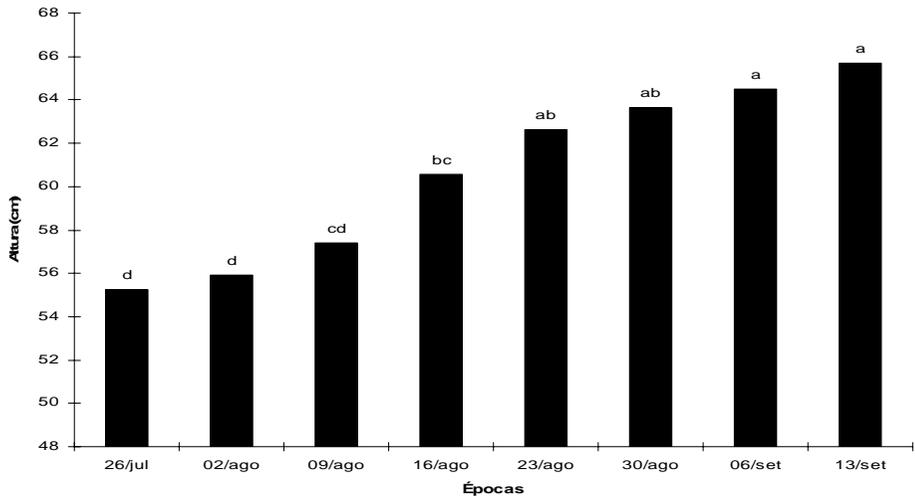


Gráfico 3. Médias da altura de plantas nas diferentes épocas de avaliação em mudas de seringueira. Médias seguidas da mesma letra não diferem entre si pelo Teste Tukey ao nível de 5% de probabilidade.

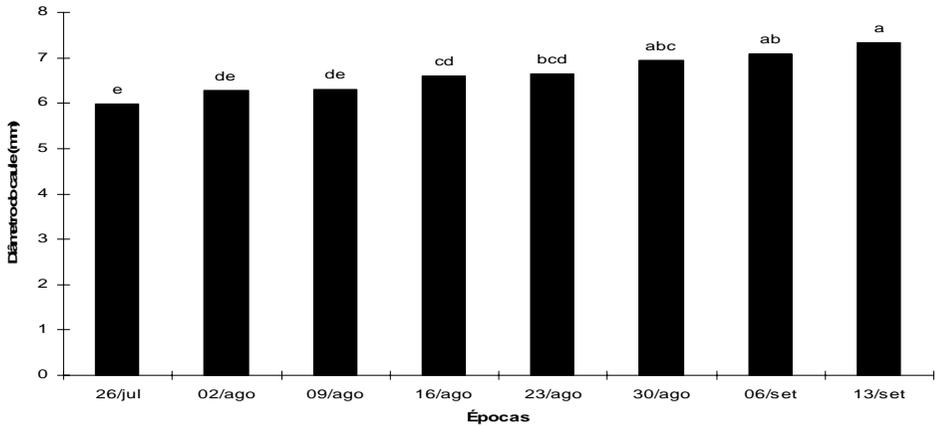


Gráfico 4. Médias do diâmetro do caule nas diferentes épocas de avaliação em mudas de seringueira. Médias seguidas da mesma letra não diferem entre si pelo Teste Tukey ao nível de 5% de probabilidade.

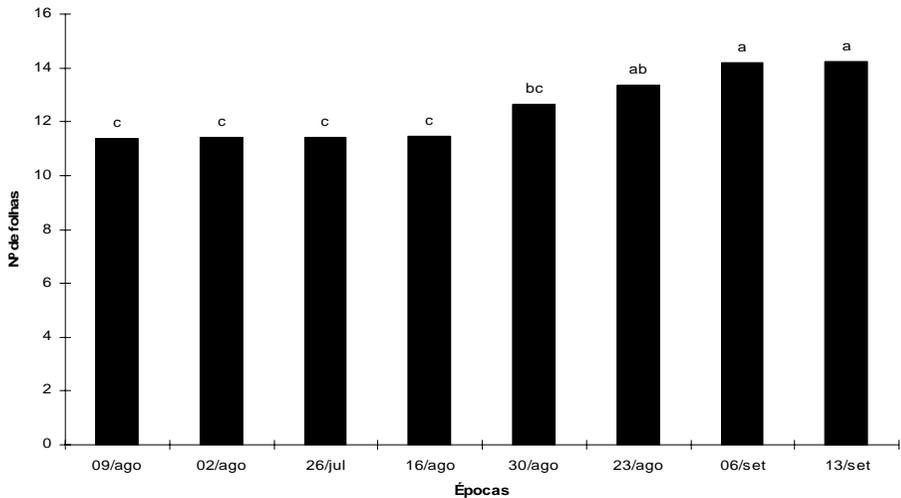


Gráfico 5. Médias do número de folhas nas diferentes épocas de avaliação em mudas de seringueira. Médias seguidas da mesma letra não diferem entre si pelo Teste Tukey ao nível de 5% de probabilidade.

O número de folhas (Gráfico 6) e altura de plantas (Gráfico 7) responderam de forma quadrática às doses de nitrogênio, já o diâmetro do caule teve uma resposta linear (Gráfico 8). A dose de nitrogênio para a maior resposta em altura de plantas foi de 2,93g de uréia/vaso proporcionando uma altura máxima de 63,87cm, para o número de folhas foi de 2,18g de uréia/vaso o que corresponde ao máximo de 14 folhas por planta. Já para o diâmetro do caule, quanto maior for a dose de uréia aplicada, maior será o ganho para o diâmetro.

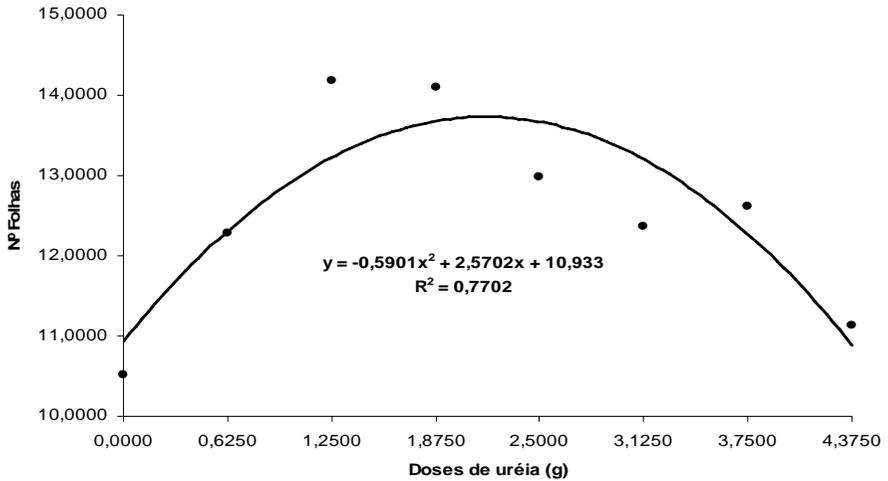


Gráfico 6. Regressão polinomial efetuada entre as médias de número de folhas e doses de uréia (g/vaso), em mudas de seringueira.

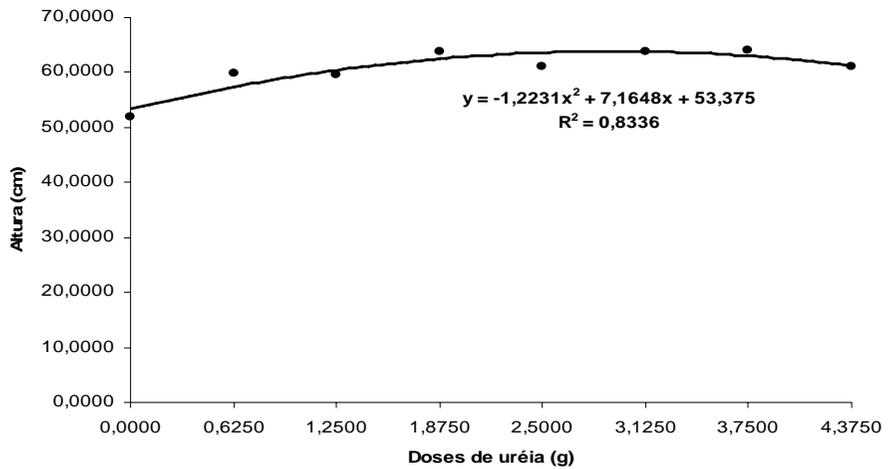


Gráfico 7. Regressão polinomial efetuada entre as médias de altura e doses de uréia (g/vaso), em mudas de seringueira.

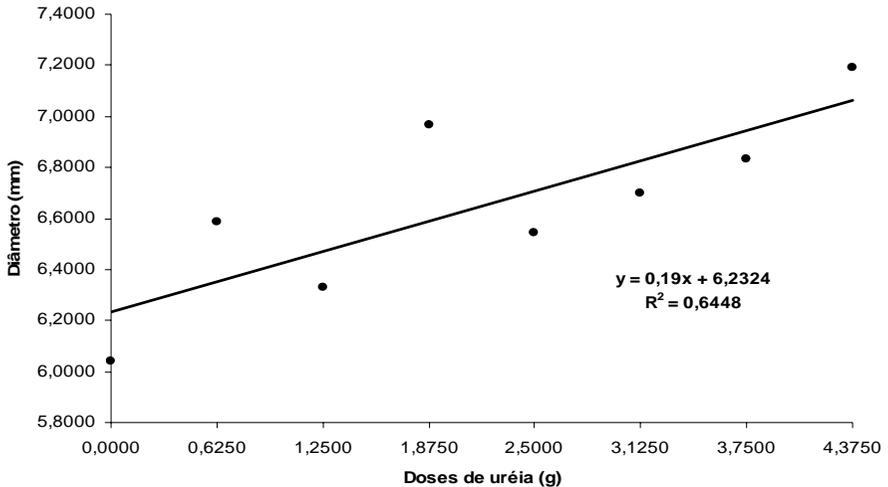


Gráfico 8. Regressão polinomial efetuada entre as médias do diâmetro do caule e doses de uréia (g/vaso), em mudas de seringueira.

Na Tabela 7, estão apresentadas as respectivas correlações entre os parâmetros de crescimento. Pode-se observar uma alta correlação entre altura de plantas e área foliar (0,79) e entre altura de plantas e diâmetro do caule (0,76), o que também ocorre entre área foliar e número de folhas (0,61). Existe correlação negativa entre as características diâmetro do caule e número de folhas (-0,25), o que indica que quanto maior o diâmetro do caule, menor será o número de folhas, e vice-versa.

Tabela 7. Correlação entre os parâmetros de crescimento em mudas de seringueira.

	<b>Altura</b>	<b>Área foliar</b>	<b>Diâmetro</b>	<b>Nº folhas</b>
<b>Altura</b>	<b>1</b>	0,79	0,76	0,20
<b>Área foliar</b>		<b>1</b>	0,50	0,61
<b>Diâmetro</b>			<b>1</b>	-0,25
<b>Nº folhas</b>				<b>1</b>

## CONCLUSÕES

Nas condições em que foi desenvolvido o presente trabalho pode-se concluir que, houve efeito de doses de nitrogênio sobre os teores foliares de potássio e cálcio, e que existem correlações positivas e negativas entre macro e micronutrientes com a variação do nitrogênio.

As características altura de plantas, diâmetro do caule e número de folhas, são afetadas pelas doses de uréia aplicadas. O número de folhas foi a característica que teve a maior variação (25,4%) durante o período de avaliação.

O período de avaliação não foi suficiente para detectar uma possível deficiência nas leituras de clorofila através do clorofilômetro (SPAD 501). As leituras SPAD apresentaram boas correlações com altura de plantas e área foliar, e baixa correlação com o número de folhas.

FURLANI JUNIOR, E.; MISSIO, R.F.; LINS, V.S.; FRANCO, G.B.; ANDREOTTI, M.; FERRARI, S. **Cultura Agronômica**, Ilha Solteira. v.00, n.1, p.000, 2006.

**SUMMARY:** The Brazilian Rubber agroindustries as an economic activity needs to be lucrative to compete with the international industries. Respecting certain limits, the rational fertilization is the fast way to improve the yield. However the fertilizer recommendations, area based on the informations about soil fertility and nutrient contents in the leaves. The present work had the objective to verify the correlation of nitrogen levels and chlorophyll readings, characteristics of growth and changes of leaf content of macro and micronutrients. The present work was developed in greenhouse conditions in the FE/UNESP Campus of Ilha Solteira, where the rubber tree plants were planted in pods and submitted to different treatments with nitrogen levels by covering of: 0; 0,625; 1,250; 1,875; 2,500; 3,125; 3,750 and 4,375 g of urea/pod. All the pods had been submitted to the evaluations of macro and micronutrients. The evaluations of choprophyll readings had been carried through using the Minolta device (SPAD 502). Through the results it is observed that only the levels of K and Ca had changed your values with the nitrogen levels.. It is observed that maximum reading SPAD (51,23) was verified with the dose of 2,44g of urea/pod. The characteristics height, diameter and leaf number were increased with the increase of the levels of N.

**KEY WORDS: RUBBER, NITROGEN, CHLOROPHYLL.**

## **REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

ARGENTA, G.; SILVA, P.R.F.; MIEINICZUK, J.; BORTOLINI, C.G. Parâmetros de planta como indicadores do nível de nitrogênio na cultura do milho. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, v.37, n.4, p.519-527, abril 2002.

Cultura agronômica, Ilha solteira, v.14, n.1, p.86-103, 2005

BARRACLOUGH, P.B. & KYTE, J. Effect of water stress on chlorophyll meter readings in winter wheat. **Plant nutrition – Food security and sustainability of agro-ecosystems**, 722-723, 2001.

BARROS, N.F. & ALVES, V.M.C. Adubação de seringueira. **Informe agropecuário**, 11(121), 1985, 76p.

BATAGLIA, O.; CARDOSO, M. Situação nutricional dos seringais de São Paulo. In: SIMPÓSIO DA CULTURA DA SERINGUEIRA, 2., 1987, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba : ESALQ, 1990. p.89-97.

FALCÃO, N.S.F. Adubação NPK afetando o desenvolvimento do caule da seringueira e parâmetros fisiológicos do látex. Piracicaba : ESALQ, 1996. 134p. **Tese de Doutorado**.

FURLANI JR., E; NAKAGAWA, J.; BULHÕES, L.J.; MOREIRA, J.A.A.; FILHO, H.G. Correlação entre leituras de clorofila e níveis de nitrogênio aplicados em feijoeiro. **Bragantia**, Campinas, 55(1):171-175, 1996.

GERENDÁS, J. & PIEPER, I. Suitability of the SPAD meter and the petiole nitrate test for nitrogen management in nursery potatoes. **Plant nutrition – Food security and sustainability of agro-ecosystems**, 716-717, 2001.

MALAVOLTA, E.; VITTI, G.C.; OLIVEIRA, S.A. Avaliação do estado nutricional das plantas: princípios e aplicações. Piracicaba : **POTAFOS**, 1989. 201p.

MENDOZA, M. N.R.; GONZÁLES, G.A.; SANTELISES, A. A.; BARRA. J.D.E. & RINCÓN, J.A.S. Estimación de la concentración de

nitrogeno y clorofila en tomate mediante un medidor portátil de clorofila. **Terra**, v. 16, n.2, pg.135-141, 1998.

MURBACH, M.R.; BOARETTO, A.E.; MURAOKA, T.; SILVEIRA, R.I.; BOARETTO, R.M. Adubação NPK e produção de borracha seca pela seringueira (*Hevea brasiliensis*). **Sci. agric.**v. 56, n.1, Piracicaba, 1999.

REIS, E.L.; SANTANA, C.J.L.; CABALA-ROSAND, F.P. Resposta da seringueira a doses de NPK no sul da Bahia. Ilhéus : **CEPEC/CEPLAC**, 1982. 32p.

SAINZ ROZAS, H. & ECHEVERRISA, H.E. Relación entre las lecturas del medidor de clorofila (Minolta SPAD 502) en distintos estadios del ciclo del cultivo de maiz y el rendimiento en grano. **Rev. Fac. Agron.**, La Plata 103 (1):37-44.

VIRGENS FILHO, A.C.; MOREIRA, A.; CASTRO, P.R.C. Efeito da calagem e adubação da seringueira no estado nutricional e produção de borracha seca. **Pesq. agropec. bras.** v.36, n.8, Brasília, ago.2001.