

**SIMULAÇÃO COMPUTACIONAL E ANÁLISE  
ESTATÍSTICA APLICADAS AO ESTUDO DE  
DIFERENTES ASPECTOS DA DINÂMICA  
POPULACIONAL DE PRAGAS DE IMPORTÂNCIA  
ECONÔMICA - O BICHO-MINEIRO DO CAFEIRO E  
O ÁCARO RAJADO**

**ANDERSON CASTRO SOARES DE OLIVEIRA**

**2010**

**ANDERSON CASTRO SOARES DE OLIVEIRA**

**SIMULAÇÃO COMPUTACIONAL E ANÁLISE ESTATÍSTICA  
APLICADAS AO ESTUDO DE DIFERENTES ASPECTOS DA  
DINÂMICA POPULACIONAL DE PRAGAS DE IMPORTÂNCIA  
ECONÔMICA - O BICHO-MINEIRO DO CAFEIEIRO E O ÁCARO  
RAJADO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de "Doutor".

Orientadora

Profa. Dra. Solange Gomes Faria Martins

LAVRAS  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2010

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da  
Biblioteca Central da UFLA**

Oliveira, Anderson Castro Soares de

Simulação computacional e análise estatística aplicadas ao estudo de diferentes aspectos da dinâmica populacional de pragas de importância econômica - Bicho-Mineiro do Cafeeiro e o Ácaro Rajado / Anderson Castro Soares de Oliveira. – Lavras : UFLA, 2010.

118p. : il.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Lavras, 2010.

Orientador: Solange Gomes Faria Martins.

Bibliografia.

1. 1. Dinâmica de populações. 2. Modelo Penna. 3. Análise Espacial. 4. *Leucoptera coffeella*. 5. *Tetranychus urticae*. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD - 519.5

**ANDERSON CASTRO SOARES DE OLIVEIRA**

**SIMULAÇÃO COMPUTACIONAL E ANÁLISE ESTATÍSTICA  
APLICADAS AO ESTUDO DE DIFERENTES ASPECTOS DA  
DINÂMICA POPULACIONAL DE PRAGAS DE IMPORTÂNCIA  
ECONÔMICA - O BICHO MINEIRO DO CAFEEIRO E O ÁCARO  
RAJADO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras,  
como parte das exigências do Programa de Pós-  
graduação em Estatística e Experimentação Agrope-  
cuária, área de concentração em Estatística e Expe-  
rimentação Agropecuária, para obtenção do título de  
"Doutor".

APROVADA em 24 de fevereiro de 2010

Prof. Dr. Américo Tristão Bernardes

UFOP

Prof. Dr. João Domingos Scalon

UFLA

Prof. Dr. Lucas del Bianco de Faria

UFLA

Dr. Mauricio Sergio Zacarias

EMBRAPA Café

Profa. Dra. Solange Gomes Faria Martins

UFLA

(Orientadora)

LAVRAS  
MINAS GERAIS-BRASIL

## **DEDICATÓRIA**

A meus pais, Rozenilde e Olivio, pela dedicação e carinho, lapidando meu caráter e tornando possível a realização deste sonho.

Aos meus irmãos queridos, Eilson, Roselivia e Sanderson, pelo apoio e amizade, presentes em todos os momentos da minha vida.

## AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Lavras e ao Departamento de Ciências Exatas, pela oportunidade de concretização do curso de Doutorado.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo concessão da bolsa de estudos.

À professora Dra. Solange Gomes Faria Martins e ao Dr Mauricio Sergio Zacarias, pela orientação, ensinamentos, amizade, conselhos, apoio e confiança durante os últimos cinco anos.

A todos os professores que contribuíram para o enriquecimento dos conhecimentos indispensáveis a este trabalho.

Aos funcionários do Departamento de Ciências Exatas pela eficiência e amizade.

Aos amigos: Ademária, Luciene, Patricia Neves, Renata, pela amizade.

Aos amigos do departamento Ademária, Betania, Claudinei, Graziela, Luciene, Luzia, Marcelino (Popó), Natascha, Ricardo, Ricardo (Little), Roberta, Tiago e Verônica, pela amizade ao longo do curso.

Aos aos amigos das outras turmas de mestrado e doutorado, pela força e companheirismo de sempre.

Ao Carlos, pelos conselhos, amizade e companheirismo.

E todos aqueles, que direta ou indiretamente, colaboraram para que este trabalho se realizasse: a vocês, o meu muito obrigado.

## SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS . . . . .	i
LISTA DE FIGURAS . . . . .	v
RESUMO . . . . .	ix
ABSTRACT . . . . .	x
ARTIGO 1: . . . . .	1
1 Introdução Geral . . . . .	2
2 Referencial Teórico . . . . .	4
2.1 Método bootstrap . . . . .	4
2.2 Métodos para análise da saída de simulações . . . . .	5
2.3 Análise espacial . . . . .	7
2.3.1 Índice de Morisita . . . . .	8
2.3.2 Índice de Moran . . . . .	9
2.3.3 Correlograma de Moran . . . . .	11
2.4 Análise de agrupamento . . . . .	13
2.5 Análise de séries temporais . . . . .	15
2.5.1 Séries estacionárias . . . . .	15
2.5.2 Causalidade de Granger . . . . .	16
3 Referências bibliográficas . . . . .	18
ARTIGO 2: Simulação computacional da dinâmica espaço-temporal do bicho- mineiro do cafeeiro em temperaturas constantes . . . . .	21
1 Resumo . . . . .	22
2 Abstract . . . . .	23
3 Introdução . . . . .	24
4 Biologia e comportamento do bicho-mineiro do cafeeiro . . . . .	27

5 Modelo Penna adaptado à biologia do bicho-mineiro do cafeeiro . . . . .	29
6 Dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro . . . . .	31
6.1 Análise estatística . . . . .	34
6.2 Resultados e discussão . . . . .	35
6.2.1 Análise temporal da dinâmica espaço-temporal . . . . .	35
6.3 Análise espacial da dinâmica espaço-temporal . . . . .	38
7 Conclusão . . . . .	42
8 Referências bibliográficas . . . . .	43
ARTIGO 3: Estudo da dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro em condições de campo . . . . .	46
1 Resumo . . . . .	47
2 Abstract . . . . .	48
3 Introdução . . . . .	49
4 Análise da distribuição espacial de lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro em lavoura de produção de café orgânico . . . . .	51
4.1 Metodologia . . . . .	51
4.1.1 Análise estatística . . . . .	53
4.2 Resultados e discussão . . . . .	55
5 Modelagem via autômatos celulares para análise da distribuição espacial do bicho-mineiro do cafeeiro . . . . .	60
5.1 Modelo Penna adaptado à biologia do bicho-mineiro do cafeeiro . . . . .	60
5.2 Metodologia . . . . .	62
5.3 Análise estatística . . . . .	65
5.4 Resultados e discussão . . . . .	67
5.4.1 Flutuação populacional . . . . .	67
5.4.2 Padrão espacial . . . . .	70



5.4.3	Teste de Causalidade de Granger . . . . .	74
5.4.4	Análise de agrupamento . . . . .	75
6	Conclusões . . . . .	77
7	Referências bibliográficas . . . . .	78
ARTIGO 4: Simulação computacional da interação do ácaro <i>Tetranychus</i>		
<i>urticae</i> (Koch, 1836) e seu predador <i>Neoseiulus californicus</i> (McGregor,		
1954) (Acari: Tetranychidae, Phytoseiidae) . . . . .		
1	Resumo . . . . .	81
2	Abstract . . . . .	82
3	Introdução . . . . .	83
4	Modelo Penna . . . . .	84
5	Simulação computacional da dinâmica populacional de <i>T. urticae</i> a dife-	
	rentes temperaturas . . . . .	86
5.1	Aspectos biológicos e comportamentais . . . . .	88
5.2	Modelo . . . . .	90
5.3	Resultados e discussão . . . . .	94
6	Simulação computacional da dinâmica populacional de <i>N. californicus</i> a	
	diferentes temperaturas . . . . .	96
6.1	Aspectos biológicos e comportamentais . . . . .	96
6.2	Modelo . . . . .	97
6.3	Resultados e discussão . . . . .	99
7	Simulação computacional da dinâmica populacional de interação entre	
	presa ( <i>T. urticae</i> ) e predador ( <i>N. californicus</i> ), a diferentes temperaturas .	101
7.1	Aspectos biológicos e comportamentais . . . . .	101
7.2	Modelo . . . . .	103
7.3	Resultados . . . . .	107

7.3.1	Efeitos sobre a população de <i>T. urticae</i> . . . . .	107
7.3.2	Efeitos sobre a população de <i>N. californicus</i> . . . . .	111
8	Conclusões . . . . .	113
9	Referências bibliográficas . . . . .	114

## LISTA DE TABELAS

Artigo 2 . . . . .	21
1 Tempo de desenvolvimento ( $R$ ), duração da fase de ovo ( $\epsilon$ ), duração da fase de larva ( $\epsilon$ ), período de pré-oviposição ( $\gamma$ ), período de oviposição ( $\beta$ ), todos em dias, fecundidade total ( $B$ ), probabilidade de oviposição ( $\alpha$ ), taxa intrínseca de crescimento ( $rm$ ) e taxa finita de aumento ( $\lambda$ ) de <i>L. coffeella</i> obtidos experimentalmente por Parra (1981). . . . .	28
2 Longevidade, em dias (média $\pm\delta$ ), de fêmeas ( $\varphi$ ) e machos ( $\sigma$ ) adultos de <i>L. coffeella</i> obtidas experimentalmente por Parra (1981) ( $\delta$ : semi-amplitude do intervalo de 95% confiança) . . . . .	28
3 Valores médios das taxas finitas de aumento (média $\pm\delta$ ) em função da temperatura obtidas pelas dinâmicas temporal (Oliveira et al. (2008)) e espaço-temporal ( $\delta$ : semi-amplitude do intervalo de 95% de confiança) . . . . .	36
4 Valores médios das taxas intrínsecas de crescimento (média $\pm\delta$ ) em função da temperatura obtidas pelas dinâmicas temporal (Oliveira et al. (2008)) e espaço-temporal ( $\delta$ : semi-amplitude do intervalo de 95% de confiança) . . . . .	36
5 Longevidades em dias de adultos do bicho-mineiro do cafeeiro em função da temperatura obtidas pelas dinâmicas temporal (Oliveira et al. (2008)) e espaço-temporal em função do tipo de oviposição. . . . .	37

6	Valores médios do índice de Morisita ( $m \pm \delta$ ) para as populações de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro obtidos pelas simulação espaço-temporal em função do tipo de oviposição ( $\delta$ : semiamplitude do intervalo de 95% de confiança). . . . .	39
7	Período de oscilação das séries temporais da taxa de crescimento ( $\lambda$ ) e do índice de Morisita ( $I$ ) para lagartas. . . . .	41
Artigo 3	. . . . .	46
1	Coordenadas, em metros, dos pontos amostrais (sítios) da área experimental. . . . .	53
2	Média ( $\bar{x}$ ) e variância ( $s^2$ ) amostrais para população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro amostradas de 35 cafeeiros. . . . .	56
3	Tipo de padrão de correlação espacial da população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro do cafeeiro amostradas de 35 cafeeiros, nos meses de dezembro de 2004 e 2005 . . . . .	58
4	Percentual de meses em que se verificou o comportamento anisotrópico nas simulações, considerando temperatura variável com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 1) e diferenciada (situação 2) e considerando temperatura variável e morte por precipitação com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 3) e diferenciada (situação 4). . . . .	74
5	Valor-p para o teste de causalidade de Granger entre as séries temporais do índice de Morisita para largatas e taxa de crescimento para população de bicho-mineiro do cafeeiro, nas simulações considerando defasagem temporal de 1 ( $H_0$ : não existe causalidade). . . . .	75
Artigo 4	. . . . .	81

1	Tempo de Desenvolvimento para fêmeas ( $RF$ ) e machos ( $RM$ ), duração da fase de ovo ( $\epsilon$ ), período de pré-oviposição ( $\gamma$ ), período de oviposição ( $\beta$ ), todos em dias, e fecundidade total ( $B$ ) de <i>T. urticae</i> . Os índices 1 e 2 referem-se a indivíduos não-acasalados e acasalados, respectivamente (Bertollo, 2007). . . . .	89
2	Intervalo de 95% confiança para a longevidade, em dias, de fêmeas ( $\varphi$ ) e machos ( $\sigma$ ) adultos de <i>T. urticae</i> em relação à cópula. Os índices 1 e 2 referem-se a indivíduos não-acasalados e acasalados, respectivamente (Bertollo, 2007). . . . .	90
3	Razão sexual ( $rs$ ) e taxa intrínseca de crescimento ( $rm$ ) de <i>T. urticae</i>	90
4	Longevidade, em dias, de fêmeas e machos adultos de <i>T. urticae</i> obtidas pelo modelo para diferentes temperaturas. . . . .	95
5	Valores médios do tamanho populacional ( $\bar{N}$ ), da taxa intrínseca de crescimento ( $\bar{rm}$ ) e da razão sexual ( $\bar{rs}$ ) (média $\pm$ semiamplitude do intervalo de 95% confiança) de <i>T. urticae</i> obtidas pelo modelo.	96
6	Tempo de desenvolvimento ( $R$ ), duração da fase de ovo ( $\epsilon$ ), período de pré-oviposição ( $\gamma$ ), período de oviposição ( $\beta$ ), todos em dias, fecundidade ( $B$ ), razão sexual ( $rs$ ) e taxa intrínseca de crescimento de <i>N. californicus</i> alimentados com <i>T. urticae</i> (Vasconcelos, 2006). . . . .	97
7	Intervalo de 95% confiança para a longevidade, em dias, de machos e fêmeas adultos de <i>N. californicus</i> alimentados com <i>T. urticae</i> (Vasconcelos, 2006). . . . .	97
8	Longevidade de fêmeas ( $\varphi$ ) e machos ( $\sigma$ ) adultos de <i>N. californicus</i> , para as diferentes temperaturas obtidas pelo modelo. . . . .	100

9	Valores médios do tamanho populacional ( $\bar{N}$ ) e da taxa intrínseca de crescimento ( $\overline{rm}$ ) (média $\pm$ semi-amplitude do intervalo de 95% confiança) de <i>N. californicus</i> obtidos pelo modelo. . . . .	101
10	Razão entre o consumo diário de presas e o consumo diário por fêmeas em oviposição. . . . .	102
11	Parâmetros do modelo de Holling para fêmeas adultas de <i>N. californicus</i> ajustados por Gotoh et al. (2004). . . . .	103
12	População ( $N_0$ ) e razão sexual inicial ( $rs$ ) de <i>T. urticae</i> . . . . .	106
13	Parâmetros do modelo quadrático segmentado com platô para o tempo de extinção de <i>T. urticae</i> por predação de <i>N. californicus</i> , considerando as diferentes estruturas etárias do predador e probabilidade de encontro $\phi = 1.0$ . . . . .	110
14	Parâmetros do modelo quadrático segmentado com platô para o tempo de extinção de <i>T. urticae</i> por predação de <i>N. californicus</i> , considerando as diferentes estruturas etárias do predador e probabilidade de encontro $\phi = 0.5$ . . . . .	110

## LISTA DE FIGURAS

Artigo 2 . . . . .	21
1 Relação entre temperatura e valores médios da taxa finita de aumento ( $\lambda$ ) e do índice de Morisita para população de lagartas ( $r$ : coeficiente de correlação de Spearman). . . . .	40
2 Dendrograma da análise de agrupamento das temperaturas em relação às variáveis taxa finita de aumento ( $\lambda$ ) e índice de Morisita, para população de lagartas. . . . .	42
Artigo 3 . . . . .	46
1 Croqui da área experimental . . . . .	52
2 Valores médios de temperatura e precipitação em Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006. . . . .	56
3 Índice de Morisita $I$ (circulo) com respectivo intervalo a 95% de confiança (barras) para a população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro amostradas de 35 cafeeiros. . . . .	57
4 Correlogramas direcionais para a população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro amostradas de 35 cafeeiros, nos meses de dezembro de 2004 e 2005, outubro de 2005 e 2006. Círculos brancos ausência de correlação, círculos pretos correlação positiva. . . . .	59

5	Flutuação populacional de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro do cafeeiro, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida experimentalmente e pela simulação, considerando temperatura variável com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 1) e diferenciada (situação 2) . . . . .	68
6	Flutuação populacional de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro do cafeeiro, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida experimentalmente e pela simulação, considerando temperatura variável e morte por precipitação com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 3) e diferenciada (situação 4). . . . .	69
7	Evolução temporal do índice de Morisita para população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro do cafeeiro, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida pela simulação considerando temperatura variável com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 1) e diferenciada (situação 2). . . . .	71
8	Evolução temporal do índice de Morisita para população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro do cafeeiro, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida pela simulação considerando temperatura variável e morte por precipitação com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 3) e diferenciada (situação 4). . . . .	71



9	Evolução temporal do tipo de padrão de correlação espacial da população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida experimentalmente e pela simulação e considerando temperatura variável com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 1) e diferenciada (situação 2). . . . .	72
10	Evolução temporal do tipo de padrão de correlação espacial da população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida experimentalmente e pela simulação considerando temperatura variável e morte por precipitação com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 3) e diferenciada (situação 4). . . . .	73
11	Dendrograma da análise de agrupamento para o índice de Morisita de cada mês, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006 .	76
12	Dendrograma da análise de agrupamento para a presença do comportamento anisotrópico de cada mês no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006 . . . . .	77
Artigo 4	. . . . .	81
1	Curvas de sobrevivência de fêmeas e machos de <i>T. urticae</i> , para as diferentes temperaturas obtidas pelo modelo. . . . .	94
2	Curvas de sobrevivência de fêmeas e machos de <i>N. californicus</i> , para as diferentes temperaturas obtidas pelo modelo. . . . .	100
3	Relação entre o consumo e o número de ovos produzidos . . . . .	105

4	Densidade da população normalizada e razão sexual de <i>T. urticae</i> considerando proporção inicial de predadores de 0.01 (A) e 0.5 (B), com estrutura etária estável e probabilidade de encontro $\phi = 1.0$ nas temperaturas de $20^{\circ}C$ , $25^{\circ}C$ e $30^{\circ}C$ . . . . .	108
5	Tempo, em dias, até a extinção de <i>T. urticae</i> em função da proporção inicial de predadores com estrutura etária estável na temperatura de $20^{\circ}C$ . . . . .	108
6	Número médio diário de filhos por fêmeas de <i>N. californicus</i> aptas a reproduzir, em função da proporção inicial de predadores, considerando estrutura etária estável e probabilidade de encontro $\phi = 1, 0$ , na temperatura de $20^{\circ}C$ . . . . .	112
7	Consumo médio diário de presas predadas por fêmeas de <i>N. californicus</i> aptas a reproduzir, em função da proporção inicial de predadores, considerando estrutura etária estável e probabilidade de encontro $\phi = 1, 0$ , na temperatura de $20^{\circ}C$ . . . . .	112
8	Razão sexual de <i>N. californicus</i> e densidade populacional normalizada de <i>T. urticae</i> considerando proporção inicial de predadores de 0,01 (A) e 0,5 (B), estrutura etária estável e probabilidade de encontro $\phi = 1, 0$ , nas temperaturas de $20^{\circ}C$ , $25^{\circ}C$ e $30^{\circ}C$ . . . . .	113

## RESUMO

OLIVEIRA, Anderson Castro Soares de. **Simulação computacional e análise estatística aplicadas ao estudo de diferentes aspectos da dinâmica populacional de pragas de importância econômica - o bicho-mineiro do cafeeiro e o ácaro rajado.** 2010. 118p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.<sup>1</sup>

Neste trabalho foram realizadas simulações computacionais e análises estatísticas com o objetivo de estudar aspectos relativos à dinâmica populacional de duas pragas de importância econômica no Brasil e em diversos países. A primeira é o bicho-mineiro do cafeeiro, uma praga monófaga que ataca apenas o café. A segunda é o ácaro rajado, uma praga polífaga e cosmopolita que ataca diversas culturas em todo o mundo. Para realizar as simulações utilizou-se o modelo Penna para envelhecimento biológico em sua versão sexuada, com adaptações de acordo com as características biológicas desses artrópodes, a partir de dados experimentais obtidos na literatura científica. Foram realizadas simulações da dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro em condições de laboratório e de campo. Os resultados obtidos indicam que o modelo é capaz de reproduzir características importantes relacionadas à dinâmica populacional desta praga a temperaturas constantes e que a temperatura tem forte influência na formação de padrões espaciais. Em condições de campo, verificou-se que o modelo é capaz de reproduzir o padrão espacial verificado experimentalmente, entretanto, não consegue reproduzir a mesma variação temporal dos padrões espaciais. Também foram realizadas simulações para a dinâmica temporal do ácaro rajado e seu predador *Neoseiulus californicus* a diferentes temperaturas constantes. Os resultados indicam que a simulação é capaz de reproduzir características importantes relacionadas à dinâmica populacional, tanto da praga como do predador e que esta pode ser um instrumento apropriado para a compreensão da dinâmica de interação destas espécies e para o estabelecimento de estratégias de controle.

---

<sup>1</sup> Comitê Orientador: Solange Gomes Faria Martins (Orientadora) – UFLA e Mauricio Sergio Zacarias – EMBRAPA

## ABSTRACT

OLIVEIRA, Anderson Castro Soares de. **Computational simulation and statistical analysis applied to the study of various aspects of the population dynamics of pest of economic importance - the coffee leaf-miner and the spider mite.** 2010. 118p. (Thesis in Statistics and Agricultural Experimentation) – Federal University of Lavras, Lavras, MG.<sup>1</sup>

In this work were made computational simulations and statistical analysis to study aspects on population dynamics for two pests of economic importance. The first is the coffee leaf-miner monophagous pest that attacks only the coffee. The second is the spider mite, cosmopolitan and polyphagous pest that attacks several cultures around the world. In the simulations was employed the Penna model for aging biological in its sexual version, adapted according with the biological characteristics of these arthropods, from data experimental results in scientific literature. Computational simulations were made for the spatio-temporal dynamic of the coffee leaf-miner in conditions of the laboratory and field. The results indicate that the model is able to efficiently reproduce the relative aspects of the dynamics of this pest at constant temperatures and that temperature has strong influence on the formation of spatial patterns. In conditions of the field, the model is able to reproduce the spatial pattern observed experimentally, however can not play the same temporal variation of spatial patterns. Computational simulations were made for temporal dynamic of spider mite and their predator *Neoseiulus californicus*. The results indicate that the model is able to efficiently reproduce the relative aspects of the dynamics pest and predator, and may be an appropriate tool for understanding the dynamics of interaction of these species and to establish strategies control.

---

<sup>1</sup> Guidance Committee: Solange Gomes Faria Martins (Major Professor) – UFLA e Mauricio Sergio Zacarias – EMBRAPA

## **ARTIGO 1**

## 1 Introdução Geral

O Brasil destaca-se, no cenário internacional, por sua vasta produção agrícola, sendo esta a principal atividade econômica de vários estados brasileiros. A ocorrência de doenças e pragas, bem como de fatores edafoclimáticos adversos é um dos principais fatores responsáveis pelo baixo rendimento e instabilidade na produção.

Em função das perdas ocasionadas pela pragas e doenças, os agricultores fazem uso indiscriminado de agrotóxicos para o seu controle, o que onera a produção e acarreta sérios problemas ecológicos.

Para tanto, uma opção mais eficiente seria o Manejo Integrado de Pragas (MIP), que constitui um plano de medidas voltadas para diminuir o uso de agrotóxicos na produção, buscando otimizar o uso desses produtos no sistema, preservando e incrementando os fatores de mortalidade natural das pragas. O MIP é um sistema de manejo de pragas que associa o ambiente e a dinâmica populacional da espécie, utilizando táticas de controle selecionadas com base em parâmetros técnicos, econômicos, ecológicos e sociológicos, de forma a manter a população da praga em níveis abaixo daqueles capazes de causar dano econômico (Gallo et al., 2002).

No contexto do MIP, a tomada de decisão é um aspecto chave e básico sobre a necessidade ou não de alguma ação de controle, com base nas populações das pragas e nas populações dos inimigos naturais dessas pragas. Assim, seria mais adequado para um programa de monitoramento eficaz de uma praga e seus inimigos naturais conhecer os processos fundamentais que regulam a sua dinâmica populacional, tais como seu ciclo de vida, a flutuação populacional e o número de gerações.

Outra característica importante a ser considerada é a distribuição espacial, pois sua descrição tem grande importância no estudo das necessidades ambientais e do comportamento do movimento das espécies, podendo ser usada para gerar hipóteses sobre processos ecológicos subjacentes ou sugerir mecanismos que os originam. O estudo da distribuição espacial é útil também no desenvolvimento de estratégias de manipulação de habitats que tendam a favorecer, por exemplo, o uso de espécies benéficas em programas de manejo integrado, assim como no desenvolvimento de planos de amostragem e no entendimento das relações praga-inimigo natural e dos processos de competição intraespecífica.

Uma ferramenta muito útil no estudo da dinâmica de populações, seja temporal ou espaço-temporal, são os modelos matemáticos e computacionais. De acordo com Renshaw (1991), essas ferramentas são importantes para prever, avaliar e compreender a dinâmica de populações de pragas em uma variedade de condições ambientais. Com esses modelos, diferentes estratégias de controle podem ser comparadas. Os modelos são especialmente úteis para se prever a eficiência de métodos não químicos de controle.

A inserção da estrutura espacial permite verificar processos de dispersão, tornando os modelos uma ferramenta útil no estudo de padrões espaciais, permitindo testar hipóteses a respeito do mecanismo gerador da dinâmica de populações de pragas em uma variedade de condições ambientais. Vários modelos permitem a inserção da estrutura espacial, auxiliando na verificação de processos de dispersão, bem como dos fatores que podem contribuir para a formação de padrões espaciais (Renshaw, 1991; Liebhold et al., 2004).

Neste trabalho são propostos modelos de dinâmica populacional para duas pragas de importância econômica. A primeira é o bicho-mineiro do cafeeiro, uma praga monófaga que ataca o café. A segunda, o ácaro-rajado, uma severa praga

polífaga e cosmopolita que ataca diversas culturas em todo o mundo.

Assim, este trabalho foi estruturado em três artigos: no primeiro, são apresentadas as simulações para a dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro a temperaturas constantes. No segundo, trata-se do estudo da dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro por meio de simulação e dados de campo. No terceiro artigo, são apresentadas as simulações para a dinâmica temporal do ácaro-rajado e do seu predador, *N. californicus*.

## 2 Referencial Teórico

### 2.1 Método bootstrap

O método bootstrap foi proposto por Efron (1979) e o seu principal objetivo consiste em abordar o problema de estimar a variabilidade de um estimador  $\theta$ . A utilização deste método vem se destacando, pois, além de fornecer estimativas de parâmetros e seus desvios padrões, permite obter intervalos de confiança para os parâmetros analisados, bem como a distribuição empírica de suas estimativas.

Para aplicação do método é preciso obter uma amostra de tamanho  $n$ , que é denominada amostra mestre, que representará a população da qual foi retirada. Por meio de reamostragem na amostra mestre, é obtidas novas amostras. Uma vez geradas as reamostras, deve-se calcular para cada reamostra a estatística solicitada no problema. Essa técnica não altera nenhum valor da amostra mestre, ela apenas trabalha na análise da combinação dos valores iniciais com a finalidade de se obter as conclusões desejadas. Dessa forma é obtida a distribuição bootstrap, que representa a distribuição amostral da estatística de interesse, todas as inferências são realizadas por meio desta distribuição.

Uma vantagem do bootstrap é o fato de que, em suas aplicações, medidas



de precisão são obtidas diretamente dos dados, não dependendo completamente do Teorema do Limite Central (TLC), mas favorece em suas aplicações. Desta forma as inferências relativas aos parâmetros de interesse são realizadas utilizando a distribuição bootstrap.

Existes várias técnicas para a obtenção do intervalos de confiança bootstrap (DiCiccio & Efron, 1996). A seguir serão descritas duas formas. A primeira delas denominada intervalo de confiança bootstrap t, é dada por:

$$IC_{bootstrap} = (estatística \pm t \times SE_{bootstrap})$$

sendo  $t$  distribuição de student com  $(n - 1)$  graus de liberdade,  $n$  o tamanho da amostra original e  $SE_{bootstrap}$  o erro padrão das estatísticas nas  $n$  reamostras.

O intervalo de confiança bootstrap t só funciona bem quando é conhecido que a distribuição bootstrap é aproximadamente normal e tem pequeno vício (DiCiccio & Efron, 1996).

Uma segunda técnica de cálculo do intervalo de confiança bootstrap é denominada intervalo de confiança percentil. Para uma confiança  $(1 - \alpha)100\%$ , encontra-se o percentil  $(1 - \alpha/2)100\%$  e o percentil  $(\alpha/2)100\%$  da estatística nas reamostras, em que  $\alpha$  é o nível de significância.

## 2.2 Métodos para análise da saída de simulações

Modelos de simulação computacional são utilizados nas mais variadas situações, no intuito de descrever o comportamento dinâmico de um sistema durante um período de tempo. Essa metodologia constrói formas de quantificar o comportamento observado, prevendo o comportamento futuro. A proposta da simulação é produzir dados que, quando analisados, identificarão importantes aspectos do sistema estudado, auxiliando na explicação e na compreensão do mesmo (Law &

Kelton, 2000).

Em geral, um processo de simulação produz séries temporais que contêm a informação sobre características do sistema e, desta forma para a análise dos dados de saída, são utilizadas medidas que sintetizem o comportamento do sistema, tais como média, variância e intervalos de confiança. Entretanto, os métodos estatísticos clássicos não são aplicáveis à análise da saída da simulação, pois, na maioria dos casos as séries temporais são não-estacionárias e autocorrelacionadas. Assim, métodos específicos devem ser utilizados (Law & Kelton, 2000; Alexopoulos, 2006).

De acordo com Law & Kelton (2000), existem vários métodos para se obter média, variância e intervalos de confiança das saídas de simulações, os quais podem variar de acordo com o tipo de simulação realizado. O mais utilizado é o método batch, que consiste em dividir a saída de uma simulação em subamostras e obter médias independentes.

A aplicação do método batch consiste nas seguintes etapas:

- inicialmente, divide as observações em  $n$  subamostras de tamanho  $k$ ;
- para cada subamostra é calculada uma média  $k$  observações

$$\bar{x}_j = \frac{\sum_{i=1}^k x_i}{k}$$

- em seguida, é calculada a média total

$$\bar{\bar{x}} = \frac{\sum_{i=1}^n \bar{x}_i}{n}$$

- calcula a variância das médias da subamostras

$$Var(\bar{x}_j) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})$$

- o intervalo de confiança é dado por

$$\bar{\bar{x}} \pm t_{v, \frac{\alpha}{2}} \sqrt{Var(\bar{x}_j)}$$

O principal problema com a aplicação do método batch é a escolha do tamanho  $k$  da subamostra. Se  $k$  é pequeno, as médias podem ser altamente correlacionadas, assim esse método é mais indicado para simulações com grande períodos de tempo (Schmeiser, 1982)

Uma alternativa é a utilização do método bootstrap que, por meio de amostragem com reposição, pode-se obter amostras não correlacionadas da série temporal. Para cada amostra bootstrap, calcula-se a estatística de interesse. O conjunto final das estatísticas é considerado a distribuição amostral e, por meio desta é obtido o intervalo de confiança. A vantagem do método bootstrap é que ele pode ser utilizando tanto em simulações com curto períodos de tempo como para grande períodos (Cheng & Holland, 2004).

### 2.3 Análise espacial

No estudo de dinâmica espaço-temporal, um dos objetivos é verificar a existência de padrões espaciais de dados oriundos de fenômenos ocorridos no espaço. Segundo Cressie (1993), existem três classificações básicas de padrões espaciais: regular, aleatório e agregado ou agrupado.

Para uma análise da distribuição espacial, levando em conta a localização das amostras, é necessário aplicar técnicas da estatística espacial desenvolvidas

para este fim, ou seja, técnicas para analisar dados que podem ser classificados em eventos de padrões espaciais, superfícies contínuas ou áreas com contagens (Cressie, 1993).

Para determinar o tipo de padrão espacial, é muito comum o uso de índices baseados na relação entre variância e média, tais como o índice de Fisher, de Morisita, de David & More, a lei de potência de Taylor e os índices de agregação de Lloyd e Iwao, dentre outros. Todos os índices de dispersão têm como princípio básico a característica da distribuição de Poisson de que a média é igual à variância (Ruiz Cárdenas, 2002; Lima, 2005).

Estes índices, em geral, são utilizados pela facilidade de cálculo. Entretanto apresentam uma limitação, pois ignoram a localização espacial das amostras, tendo assim, capacidade limitada de descrição de padrões espaciais, além de dependerem fortemente do tamanho das unidades amostrais (Mollet et al., 1984; Upton & Fingleton, 1985).

Alguns índices são importantes para explorar a dependência espacial, mostrando como os valores da variável analisada estão correlacionados no espaço. A análise de autocorrelação espacial é um procedimento mais geral e mais eficiente para descrever a semelhança entre as subpopulações vizinhas e como essa semelhança se altera à medida que se modifica a distância geográfica. Dentre os índices propostos para medir a autocorrelação espacial, o índice de Moran é o mais utilizado (Cressie, 1993; Fortin & Dale, 2005).

### **2.3.1 Índice de Morisita**

Morisita (1962) desenvolveu um índice para medir a agregação espacial,

dado pela expressão:

$$I = n \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)^2}{n}}{\sum_{i=1}^n x_i} \quad (1)$$

em que  $n$  é o número de unidades amostrais e  $x_i$  é o número de indivíduos em cada sítio. Segundo Lima (2005), a interpretação do índice se da seguinte forma: valores menores que 1 indicam a existência regularidade na distribuição espacial, iguais a 1 indicam que a distribuição espacial é aleatória e valores maiores que 1 indicam presença de conglomerado ou agrupamento.

Este índice foi desenvolvido para tentar torná-lo independente do tamanho da unidade amostral, e também é relativamente independente da densidade da população e de sua distribuição (Morisita, 1959, 1962).

De acordo com Krebs (1998) a hipótese de aleatoriedade por ser testada por meio da estatística

$$\chi_I^2 = I \left( \sum_{i=1}^n x_i - 1 \right) + n - \sum_{i=1}^n x_i$$

em que  $\chi_I^2$  tem distribuição qui-quadrado com  $n - 1$  graus de liberdade.

Avelar (2008) sugere a utilização de intervalo de confiança bootstrap para verificar a hipótese de aleatoriedade. Se o intervalo de confiança contiver o valor 1, então, a hipótese é aceita. Caso contrário existe um padrão espacial.

### 2.3.2 Índice de Moran

O índice global de Moran ( $I(d)$ ) mede a intensidade da autocorrelação espacial, considerando a área em análise e os seus vizinhos adjacentes. Este índice testa se as áreas conectadas apresentam maior semelhança quanto ao indicador es-

tudado do que o esperado num padrão aleatório. A hipótese nula é a de completa aleatoriedade espacial, quando o indicador se distribui ao acaso entre as áreas, em relação à posição. De forma geral, embora isso não seja estritamente verdadeiro, o índice de Moran tende a ter valores entre  $-1, 0$  e  $1, 0$ , para a máximo de autocorrelação negativo e positivo, respectivamente. Valores diferentes de zero para o índice indicam que a riqueza de amostras ligadas a uma determinada distância geográfica são mais similares (autocorrelação positiva) ou menos similares (autocorrelação negativa) do que o esperado para associações aleatórias (Cressie, 1993).

A expressão do índice global de Moran é dada por:

$$I(d) = \left[ \frac{1}{S_0} \right] \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(d)(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \quad (2)$$

em que

- $n$ : número de unidades amostrais consideradas;
- $x$ : valor assumido pela variável nos pontos  $i$  e  $j$ ;
- $w_{ij}(d)$ : elemento da matriz quadrada e simétrica  $W(d)$ , que captura os efeitos de proximidade e vizinhança entre os pontos  $i$  e  $j$  compreendidos dentro de uma classe de distância  $d$ ;
- $S_0$ : somatório dos valores dos elementos da matriz de pesos  $W(d)$ .

A matriz de peso ( $W(d)$ ) é a forma de expressar a estrutura espacial dos dados, sendo o ponto inicial para qualquer teste estatístico ou modelo. Há, na lite-

ratura, um grande número de matrizes de peso. Uma forma geral permite mostrar o uso da ideia de uma matriz  $W(d)_{n \times n}$  de proximidade espacial, e cada escolha dos elementos  $w_{ij}$  representa uma medida da proximidade entre as áreas espaciais  $A_i$  e  $A_j$ . Uma regra da escolha de  $w_{ij}$  poderá ser feita em cima dos dados em que se está trabalhando, com um particular mecanismo por meio do qual, alguns aspectos de dependência espacial estão sendo levados em conta (Bailey & Gatrell, 1995). De acordo com Fortin & Dale (2005), em processos ecológicos o mais comum é a utilização de pesos dados pelo inverso da distância ( $1/d$ ) ou o seu quadrado ( $1/d^2$ ).

Fixada uma classe de distância e obtido o índice de Moran, é necessário verificar se o mesmo é significativamente diferente de zero, ou seja, se existe um padrão espacial. Para testar a significância, pode-se utilizar um teste de aproximação normal. Outro procedimento é a utilização de teste de teste de pseudosignificância, em que são geradas diferentes permutações dos valores de atributos associados às regiões; cada permutação produz um novo arranjo espacial, em que os valores estão redistribuídos entre as áreas. Como apenas um dos arranjos corresponde à situação observada, pode-se construir uma distribuição empírica de  $I(d)$ .

### 2.3.3 Correlograma de Moran

O índice de Moran pode ser calculado para várias classes de distância e estas podem ser divididos em diversas classes, criando sucessivas matrizes  $W(d)$  e permitindo a computação de diferentes valores do índice de Moran para a mesma variável. Isso permite avaliar o comportamento de autocorrelação espacial como uma função de distância, em um gráfico chamado de correlograma espacial, que fornece um descritor do padrão espacial nos dados.

O número e o tipo de classes de distância a ser consideradas são em princi-

pio, arbitrários e podem ser consideradas diferentes possibilidades a partir de um mesmo conjunto de dados. Segundo Legendre & Legendre (1998) para determinar o número de classe de distância pode-se utilizar a fórmula de Sturges

$$k = 1 + \log_2 n \quad (3)$$

em que  $n$  é número de distâncias na área amostral.

Neste caso, os valores obtidos pelo correlograma podem ser considerados significativos a um determinado nível de significância  $\alpha$ , utilizando o critério de correção de Bonferroni (Fortin & Dale, 2005). Esta correção consiste em ajustar o nível de probabilidade  $\alpha$  em que se avalia a significância, dividindo pelo número de classes de distância  $k$  de maneira que  $\alpha' = \alpha/k$ . Também pode-se utilizar uma correção de Bonferroni sequencial e progressiva, quando pressupõe a existência de correlação significativa nas classes de menores distâncias. Esse procedimento é feito ajustando-se o nível  $\alpha$  para cada classe de distância (Legendre & Legendre, 1998; Fortin & Dale, 2005).

Três tipos básicos de correlogramas são encontrados normalmente em dados ecológicos. O primeiro é obtido quando existe autocorrelação positiva em curta distâncias, juntamente com os resultados negativos autocorrelação espacial em grande distância classes, neste caso pode ser interpretado com um gradiente linear em macroescalas. Um segundo tipo comum ocorre quando autocorrelações são encontradas em pequenas distâncias, indicando que a variação espacial está estruturada em mancha. O terceiro tipo ocorre se índices forem todos não significativos, indicando que não há padrão espacial nos dados. Outros tipo de perfis de correlogramas podem ser encontrados na natureza (Fortin & Dale, 2005)

A utilização correlograma espacial pressupõe que os dados tenham um comportamento espacial isotrópico, ou seja, a autocorrelação independe da dire-



ção. Entretanto, esse tipo de comportamento nem sempre é encontrado na natureza. Em muitos casos, encontra-se um certo grau de anisotropia espacial, devido às diferentes respostas às condições ambientais. Anisotropia espacial pode ser verificada comparando a autocorrelação espacial para as classes de distância em diferentes direções (Fortin & Dale, 2005).

Para testar a existência de anisotropia espacial, podem-se criar classes de distância e direção em que o índice de Moran é obtido com diferentes matrizes de pesos para cada direção e plotado em um gráfico denominado correlograma direcional. Em geral, utilizam-se as direções dadas pelos ângulos  $\theta = 0^\circ, 45^\circ, 90^\circ, 135^\circ$  e  $180^\circ$ . A existência de diferentes estruturas de correlação espacial dos correlogramas obtidos para diferentes orientações mostra a existência de anisotropia (Oden & Sokal, 1986; Rosenberg, 2000; Iriondo et al., 2008)

## **2.4 Análise de agrupamento**

A análise de agrupamento classifica os objetos (indivíduos ou produtos) de tal forma que cada objeto é muito similar a outro, com respeito a algum critério de seleção predeterminado. Os agrupamentos, ou clusters, resultantes poderiam, então, exibir alta homogeneidade interna (dentro do agrupamento) e alta heterogeneidade externa (entre agrupamentos) (Mingoti, 2005).

Na análise de agrupamento, é importante, a escolha de um critério que meça a distância entre dois objetos ou quantifique o quanto eles são parecidos. Por meio desses critérios pode-se avaliar se dois pontos estão próximos e, portanto, podem fazer parte de um mesmo grupo ou não. Podem-se dividir essas medidas em duas categorias: medidas de similaridades (quanto maior for o valor observado, mais parecidos são os objetos) e de dissimilaridades (quanto maior for o valor observado menos parecidos são os objetos).

As distâncias são as medidas de dissimilaridades mais utilizadas no estudo de bancos de dados com variáveis quantitativas. As mais utilizadas são distância de Minkowsky, distância generalizada ou ponderada, distância euclidiana e distância Manhattan ou quarteirão (city block), sendo essas duas últimas casos particulares da distância de Minkowsky (Mingoti, 2005; Ferreira, 2008).

Em muitas situações, as variáveis são categóricas em mais especificamente, possuem apenas duas respostas possíveis. Nessas situações as distâncias mais utilizadas são as de Sokal, Jaccard e Hamming (Ferreira, 2008).

Quanto aos métodos de agrupamento, existem, basicamente, dois tipos, hierárquicos e não hierárquicos, que se baseiam em duas ideias básicas: coesão interna dos elementos e isolamento externo entre os grupos. Nos métodos não hierárquicos, o número de grupos deve ser definido previamente e os elementos são alocados de forma otimizada; já os hierárquicos são aqueles em que os elementos são classificados em grupos em etapas diferentes, ou seja, de modo hierárquico, produzindo, como resultado final, um gráfico denominado dendrograma (Bussab et al., 1990).

As técnicas aglomerativas hierárquicas mais utilizadas são: métodos do vizinho mais próximo, do vizinho mais distante, da ligação média, do centroide, da mediana e de Ward. Não existe uma recomendação específica sobre qual método é o mais adequado para um conjunto de dados, mas, a escolha poder ser por meio de comparação dos valores da correlação cofenética, isto é, o método selecionado será aquele que apresentar a maior correlação cofenética. Essa correlação é uma medida da qualidade do ajuste, pois mede o grau de preservação das distâncias emparelhadas pelo dendrograma resultante do agrupamento em relação às distâncias originais (Ferreira, 2008).

## **2.5 Análise de séries temporais**

No estudo de dinâmica de populações, um dos principais objetivos é verificar como uma população pode reagir a pequenas mudanças no ambiente. De modo geral, procura-se como a taxa de crescimento de população responde a mudanças inesperadas, e como esta pode afetar a estabilidade do sistema (Krebs, 1998).

A análise estatística de séries temporais pode ser utilizada para compreender a natureza das respostas dinâmicas entre um conjunto de variáveis, principalmente no que se refere à detecção de interdependências e relações causais. Instrumentos comumente utilizados para a estimativa das dependências são correlação cruzada e correlação espectral. No entanto, essas medidas compartilham da propriedade de ser simétricas e, como tal, não são adequados para avaliar causalidade nos relacionamentos das variáveis. O procedimento mais utilizado para a verificação da relação de causalidade é o teste de Granger (Pfaff, 2008).

A utilização desta metodologia é mais difundida no estudo de séries econômicas, em que podem-se encontrar vários trabalhos que relacionam preço, consumo, inflação e outros (Moretin, 2008). No estudo de dados ecológicos, esse métodos ainda são pouco utilizados, entretanto, tem um potencial muito interessante para investigar a interdependência de organismos dentro de um sistema ecológico (Ewinga et al., 2007).

### **2.5.1 Séries estacionárias**

Uma das suposições básicas feitas em análise de séries temporais é que o processo estocástico gerador dos dados seja um processo estacionário, ou seja exibem médias e variâncias constantes ao longo do tempo. Entretanto, muitas séries temporais são não-estacionárias. Este comportamento é provocado pela existência de componentes determinísticas, tendência e sazonalidade (Moretin & Toloï,

2004).

Dentro do conjunto de séries não estacionárias existe um grupo específico, o qual é denominado como séries integradas, que são diferenciadas  $d$  vezes, de forma que se tornam estacionárias. Esse procedimento permite retirar as componentes determinísticas existentes na série temporal (Moretin & Tolo, 2004).

Vários testes têm sido utilizados para verificar se uma série é estacionária. A maioria destes verificam se a série contém ou não uma raiz unitária e, se sim, qual a sua ordem de integração  $d$ . Dentre esses destacam-se os testes de Dickey-Fuller ( $DF$ ), Dickey-Fuller Aumentados ( $ADF$ ) e Phillips-Perron ( $PP$ ) (Pfaff, 2008).

### 2.5.2 Causalidade de Granger

Granger (1969) propôs um teste para verificar a causalidade entre duas variáveis  $X$  e  $Y$ , assumindo que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis  $X$  e  $Y$  está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Dessa forma, uma série temporal estacionária  $X$  causa, no sentido de Granger, uma outra série estacionária  $Y$ , se melhores predições estatisticamente significantes de  $Y$  podem ser obtidas, ao incluirmos valores defasados de  $X$  aos valores defasados de  $Y$ . Em termos mais formais, o teste envolve estimar as seguintes regressões:

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (4)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (5)$$

em que  $u_{it}$  são resíduos não correlacionados.

A equação 4 postula que valores correntes de  $X$  estão relacionados a valores passados do próprio  $X$ , assim como a valores defasados de  $Y$ . A equação 5,

por outro lado, postula um comportamento similar para a variável  $Y$ . Nada impede que as variáveis  $X$  e  $Y$  sejam representadas na forma de taxas de crescimento (séries diferenciadas), o que, aliás, tem sido quase que a regra geral na literatura, uma vez que é difícil achar variáveis que sejam estacionárias em seus níveis.

A ideia por trás do teste da causalidade de Granger é a de observar quanto da informação de uma série está contido em outra, por meio da regressão sobre valores defasados. O que é testado é a significância dos parâmetros dessa regressão. O teste dá como resultado uma estatística  $F$  tradicional. A hipótese nula é a da rejeição da causalidade (Lutkepohl, 2006).

Ao final do aplicação do teste de causalidade de Granger pode obter em três diferentes situações:

- causalidade unilateral: quando apenas umas das regressões tem parâmetros significativos. Neste caso, assume-se que existe a causalidade de Granger na direção  $X \Rightarrow Y$  ou  $Y \Rightarrow X$ ;
- bicausalidade ou simultaneidade: quando os conjuntos de coeficientes defasados de  $X$  e  $Y$  forem estatisticamente diferentes de zero, em ambas as regressões. Neste caso assume-se que existe a causalidade de Granger na direção  $X \Rightarrow Y$  e  $Y \Rightarrow X$ ;
- independência: quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de  $X$  e  $Y$  não forem estatisticamente diferentes de zero. Neste caso assume-se que não existe a causalidade de Granger em nenhuma das direções.

De acordo com Moretin (2008), é importante verificar a direção da causalidade de Granger, pois, se uma variável  $X$  causa Granger uma variável  $Y$ , então, em média, o evento  $Y$  é verificado toda vez que o evento  $X$  ocorreu, em algum

período antes.

### 3 Referências bibliográficas

ALEXOPOULOS, C. Statistical estimation in computer simulation. In: HENDERSON, S.G.; NELSON, B.L. (Ed.). **Simulation**. Amsterdam: Elsevier, 2006. chap.8, p.193-223.

AVELAR, M.B.L. **Análise da agregação espacial do bicho-mineiro do cafeeiro (*Leucoptera Coffeella* (Guérin-Mèneville & Perrottet, 1842) (*Lepidoptera: Lyonetiidae*)) em lavoura cafeeira (*Coffea Arabica* L.) orgânica em Formação**. 2008. 66p. Dissertação (Mestrado em Estatística)-Universidade Federal de Lavras, Lavras.

BAILEY, T.C.; GATRELL, A.C. **Interactive spatial data analysis**. New York: Wiley, 1995. 732p.

BUSSAB, W.; MIAZAKI, E.; ANDRADE, D. **Introdução à análise de agrupamentos**. São Paulo: ABE, 1990. 105p.

CHENG, R.C.H.; HOLLAND, W. Calculation of confidence intervals for simulation output. **Transactions on Modeling and Computer Simulation**, New York, v.14, n.4, p.344-362, Aug. 2004.

CRESSIE, N.A.C. **Statistics for spatial data**. New York: J.Wiley, 1993. 900p.

DICICCIO, T.J.; EFRON, B. bootstrap confidence intervals. **Statistical Science**, Hayward, v.11, n.3, p.189-228, Sept. 1996.

EFRON, B. bootstrap methods: another look at the jackknife. **Annals of Statistics**, Hayward, v.1, n.1, p.1-26, Jan. 1979.

EWINGA, B.T.; RIGGSB, K.; EWINGC, K. Time series analysis of a predatorprey system: application of var and generalized impulse response function. **Ecological Economics**, Amsterdam, v.60, n.3, p.605-612, Jan. 2007.

FERREIRA, D.F. **Estatística multivariada**. Lavras: UFLA, 2008. 662p.

FORTIN, M.J.; DALE, M. **Spatial analysis**. Cambridge: Cambridge University, 2005. 365p.

GALLO, D.; NAKANO, O.; SILVEIRA NETO, S.; CARVALHO, C.; BAPTISTA, G.C.D.; BERTI FILHO, E.; PARRA, J.R.P.; ZUCCHI, R.A.; ALVES, S.B.; VENDRAMIM, J.D.; MARCHINI, L.C.; LOPES, J.R.S.; OMOTO, C. **Entomologia agrícola**. Piracicaba: FEALQ, 2002. v.2, 920p.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v.37, n.3, p.424-438, Aug. 1969.

IRIONDO, J.M.; TORRES, E.; ESCUDERO, A. Métodos para analizar variables continuas y categóricas: correlogramas y estadísticos "join count". In: MAESTRE, F.T.; ESCUDERO, A.; BONET, A. **Introducción al análisis espacial de datos en ecología y ciencias ambientales**. Juan Carlos: Universidad Rey Juan Carlos; Caja de Ahorros del Mediterraneo, 2008. p.183-213.

KREBS, C.J. **Ecological methodology**. 2.ed. New York: Benjamin Cummings, 1998. 624p.

LAW, A.M.; KELTON, W.D. **Simulation modeling & analysis**. 3.ed. New York: McGraw-Hill, 2000. 760p.

LEGENDRE, P.; LEGENDRE, L. **Numerical ecology**. 2.ed. Amsterdam: Elsevier, 1998. 853p.

LIEBHOLD, A.; KOENIG, W.D.; BJØRNSTAD, O.N. Spatial synchrony in population dynamics. Annual **Review of Ecology, Evolution, and Systematics**, Palo Alto, v.35, n.1, p.467-490, 2004.

LIMA, R.R. de. **Modelagem espaço-temporal para dados de indexação de doenças em plantas**. 2005. 149p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica)-Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba.

LUTKEPOHL, H. **New introduction to multiple times series analysis**. Berlin: Springer, 2006. 764p.

MINGOTI, S.A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 297p.

- MOLLET, J.Q.; TRUMBLE, J.T.; WALTER, G.P.; SEVACHERIAN, V. Sampling scheme for determining population intensity of tetranychus cinnabarinus (boisduval) (acarina: Tetranychidae) in cotton. **Environmental Entomology**, College Park, v.13, n.4, p.1015-1017, Aug. 1984.
- MORETIN, P.A. **Econometria financeira**. São Paulo: E.Blucher, 2008. 336p.
- MORETIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: E.Blucher, 2004. 556p.
- MORISITA, M. Measuring of the dispersion of individuals and analysis of the distributional patterns. **Memoirs of the Faculty of science**, Kyushu, v.2, p.215-235, 1959.
- MORISITA, M. Is index, a measure of dispersion of individuals. **Researches on Population Ecology**, Kyoto, v.4, n.20, p.1-7, 1962.
- ODEN, N.L.; SOKAL, R.R. Directional autocorrelation: an extension of spatial correlograms in two dimension. **Systematic Zoology**, Washington, v.35, n.4, p.608-617, Dec. 1986.
- PFAFF, B. **Analysis of integrated and cointegrated time series with R**. Berlin: Springer, 2008. 188p.
- RENSHAW, E. **Modelling biological populations in space and time**. Cambridge: University of Cambridge, 1991. 403p.
- ROSENBERG, M.S. The bearing correlogram: a new method of analyzing directional spatial autocorrelation. **Geographical Analysis**, Columbus, v.32, n.3, p.267-278, Mar. 2000.
- RUIZ CÁRDENAS, R. **Modelagem da distribuição espaço-temporal da broca do café (Hypothenemus hampei Ferrari) em uma cultura da região central colombiana**. 2002. 120p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agrônômica)-Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba.
- SCHMEISER, B. Batch size effects in the analysis of simulation output. **Operations Research**, Baltimore, v.30, n.3, p.556-568, May/June 1982.
- UPTON, G.; FINGLETON, B. **Spatial data analysis by example: point pattern and quantitative data**. Chichester: J.Wiley, 1985. 410p.



## ARTIGO 2

### Simulação computacional da dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro em temperaturas constantes

Anderson Castro Soares de Oliveira<sup>a</sup>, Solange Gomes Faria Martins<sup>b</sup> e Mauricio Sergio Zacarias<sup>c</sup>

<sup>a</sup> Departamento de Estatística, Instituto de Ciências Exatas e da Terra, Universidade Federal de Mato Grosso, Av. Fernando Corrêa da Costa, nº 2367 - Bairro Boa Esperança, CEP: 78060-900, Cuiabá-MT

<sup>b</sup> Departamento de Ciências Exatas, Universidade Federal de Lavras, Caixa Postal 3037, CEP: 37200-000, Lavras-MG

<sup>c</sup> Embrapa Café/Ecocentro, EPAMIG/URSM Campus UFLA, Caixa Postal 176, CEP: 37200-000, Lavras-MG

Preparado de acordo com a normas do Periódico Bio Systems

## 1 Resumo

Neste trabalho foram realizadas simulações computacionais da dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro *Leucoptera coffeella* (Guérin-Mèneville, 1842) (Lepidoptera: Lyonetiidae), utilizando o modelo Penna adaptado à sua biologia. Para inserção da estrutura espacial, utilizou-se um modelo de autômato celular, com vizinhança de von Neumann. Os resultados obtidos indicam que o modelo é capaz de reproduzir características importantes relacionadas à dinâmica populacional desta praga e que a formação de padrões espaciais está relacionada à temperatura e às características de postura de ovos.

## 2 Abstract

In this work were made computational simulations of the spatio-temporal dynamics of the coffee leaf-miner *Leucoptera coffeella* (Guérin-Mèneville, 1842) (Lepidoptera: Lyonetiidae), employing the Penna model adapted to its biology characteristics. For insertion of the spatial structure, was used a cellular automata model with von Neumann neighborhood. The results indicate that the model is able to efficiently reproduce the features important related to the dynamics of this pest and that the formation of spatial patterns is related to temperature and characteristics of egg-laying.

### 3 Introdução

O bicho-mineiro do cafeeiro *Leucoptera coffeella* (Guérin-Mèneville, 1842) (Lepidoptera: Lyonetiidae) é uma importante praga desta cultura nas principais regiões produtoras. A sua ocorrência está, principalmente, condicionada a fatores climáticos (temperatura, precipitação pluvial e umidade relativa), sistema de condução da lavoura, presença ou ausência de inimigos naturais (parasitóides, predadores e entomopatógenos) e o ciclo bienal do café, entre outros. Estes fatores, atuando isolados ou conjuntamente, determinam maiores ou menores infestações da praga, bem como seus picos populacionais (Parra, 1981; Reis & Souza, 1986).

Em função das perdas ocasionadas, os cafeicultores fazem uso indiscriminado e, muitas vezes, desnecessário de inseticidas, no intuito de controlar essa praga. Uma melhor opção é o Manejo Integrado de Pragas (MIP) que enfatiza a integração de medidas de controle pelo monitoramento das densidades populacionais dos insetos-praga (Souza et al., 1998; Gallo et al., 2002).

No contexto do MIP, o estudo da distribuição espacial do bicho-mineiro é importante, por exemplo, para uma aplicação racional de inseticidas. Entretanto, estudos relativos à distribuição espacial são escassos na literatura e, por consequência, este aspecto não tem sido considerado nas recomendações de manejo da cultura, planejamento de experimentos e estudos amostrais (Lomeli-Flores, 2007).

Uma ferramenta muito útil no estudo da dinâmica de populações, seja temporal ou espaço-temporal, são os modelos matemáticos e computacionais. De acordo com Renshaw (1991), essas ferramentas são importantes para prever, avaliar e compreender a dinâmica de populações de pragas em uma variedade de condições ambientais. Com esses modelos, diferentes estratégias de controle

podem ser comparadas. Os modelos são especialmente úteis para se prever a eficiência de métodos não químicos de controle.

A inserção da estrutura espacial nesses modelos permite verificar processos de dispersão e podem ser uma ferramenta útil no estudo de padrões espaciais, pois os mesmos permitem testar hipóteses a respeito do mecanismo gerador da dinâmica de populações de pragas em uma variedade de condições ambientais. Vários modelos permitem a inserção da estrutura espacial, auxiliando na verificação de processos de dispersão, bem como nos fatores que podem contribuir para a formação de padrões espaciais (Renshaw, 1991; Liebhold et al., 2004).

Vários tipos de modelos são utilizados para avaliar a dinâmica espaço-temporal. Dentre eles, destacam-se modelos baseados em autômatos celulares que, por meio de regras simples, são amplamente utilizados para reproduzir sistemas físicos e biológicos de forma satisfatória. Com esse tipo de modelagem, pode-se avaliar a distribuição espacial ou a dispersão geográfica das espécies estudadas (Ermentrout & Edelstein-Keshet, 1993).

Um autômato celular é um sistema markoviano em que o tempo e o espaço são discretos e cada posição do domínio espacial é um sítio, ao qual é atribuído um estado. O estado de cada sítio é modificado de acordo com seu estado e de seus vizinhos na etapa anterior, segundo regras simples que tentam imitar as leis biológicas (ou físicas) que regem o sistema. Dessa forma, os autômatos celulares podem fornecer muitas informações sobre a dinâmica espaço-temporal de sistemas biológicos, o que faz desse tipo de modelo uma alternativa importante na descrição de processos espaciais acoplados a interações locais (Ermentrout & Edelstein-Keshet, 1993).

No estudo de dinâmica espaço-temporal, um dos objetivos é verificar a existência de padrões espaciais de dados oriundos de fenômenos ocorridos no

tempo. Segundo Cressie (1993), existem três classificações básicas de padrões espaciais: regular, aleatório e agregado ou agrupado. Para determinar o tipo de padrão espacial de dados de contagem em áreas, é muito comum o uso de índices baseados na relação entre variância e média, tais como o índice de Fisher, de Morisita, de David & More, a lei de potência de Taylor e os índices de agregação de Lloyd e Iwao, dentre outros. Todos os índices de dispersão têm como princípio básico a característica da distribuição de Poisson de que a média é igual à variância. Assim, sua interpretação se dá da seguinte forma: valores menores que 1 indicam a existência de regularidade na distribuição espacial; iguais a 1 indicam que a distribuição espacial é aleatória, e valores maiores que 1 indicam presença de conglomerado ou agrupamento (Mollet et al., 1984; Upton & Fingleton, 1985; Cressie, 1993; Fortin & Dale, 2005).

Recentemente, Oliveira et al. (2008) realizaram uma simulação computacional para a dinâmica do bicho-mineiro do cafeeiro em condições de laboratório e de campo, utilizando dados experimentais relatados no trabalho de Parra (1981). A estrutura etária nas simulações foi inserida por meio da versão sexuada do modelo Penna (Bernardes, 1996). O modelo proposto foi capaz de reproduzir, com eficiência, algumas características da população do bicho-mineiro do cafeeiro, tais como taxa intrínseca média de crescimento, curvas de sobrevivência e número de gerações anuais. Entretanto, o modelo proposto trata apenas da dinâmica temporal da população, não considerando sua distribuição espacial.

No presente trabalho, é proposto um modelo de autômato celular para a dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro. A dinâmica temporal em cada sítio segue as regras do modelo Penna adaptado à biologia do bicho-mineiro, como proposto por Oliveira et al. (2008). Os resultados da dinâmica espaço-temporal são comparados com os da dinâmica temporal.

Este artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2 são apresentados a biologia e o comportamento do bicho-mineiro do cafeeiro; na seção 3, o modelo Penna adaptado à sua biologia; na seção 4, a dinâmica espaço-temporal, e na seção 5 as conclusões.

#### **4 Biologia e comportamento do bicho-mineiro do cafeeiro**

O desenvolvimento do bicho-mineiro ocorre em quatro fases: ovo, lagarta, crisálida e adulto, dos quais apenas a lagarta causa prejuízos ao cafeeiro, pois a mesma alimenta-se do parênquima foliar do cafeeiro. A lagarta apresenta baixa mobilidade, ficando presa dentro da folha, enquanto o adulto, embora alado, também apresente mobilidade restrita (Parra, 1981; Reis & Souza, 1986; Souza et al., 1998; Gallo et al., 2002).

Os estudos relativos à biologia e ao comportamento desse inseto, realizados por Speer (1949), Katiyar & Ferrer (1968) e Parra (1981), mostram que todas as fases do ciclo de vida e, portanto, a longevidade do inseto, dependem da temperatura. Quanto mais alta for a temperatura, mais curto será o seu ciclo de vida, havendo uma distinção entre as longevidades de machos e fêmeas. Já a razão sexual do bicho-mineiro não é afetada pela temperatura, sendo de 1:1, ou seja, há 50% de machos e 50% de fêmeas.

Em relação à cópula, a fêmea é fecundada uma única vez. Após a cópula, a fêmea necessita de um período, para dar início à oviposição, chamado de pré-oviposição, cuja duração decresce com o aumento da temperatura. A oviposição não é realizada de uma só vez e pode durar até 25 dias. As fêmeas de bicho-mineiro depositam seus ovos preferencialmente em locais com maior concentração de recursos, ou seja, com menor densidade de lagartas e ovos (Speer, 1949; Walker

& Quitana, 1969; Michereff, 2000).

Para verificar o efeito das temperaturas de 20, 27 e 30°C na biologia do bicho-mineiro, Parra (1981) avaliou a duração das diferentes fases do ciclo de vida, bem como o tempo de desenvolvimento (duração da fase de ovo a adulto), o tempo de pré-oviposição, o tempo de oviposição, a fecundidade, probabilidade de oviposição, a taxa intrínseca de crescimento (Tabela 1) e a esperança de vida para adultos (Tabela 2).

TABELA 1 Tempo de desenvolvimento ( $R$ ), duração da fase de ovo ( $\epsilon$ ), duração da fase de larva ( $\varepsilon$ ), período de pré-oviposição ( $\gamma$ ), período de oviposição ( $\beta$ ), todos em dias, fecundidade total ( $B$ ), probabilidade de oviposição ( $\alpha$ ), taxa intrínseca de crescimento ( $rm$ ) e taxa finita de aumento ( $\lambda$ ) de *L. coffeella* obtidos experimentalmente por Parra (1981).

Temperatura	Parâmetros								
	R	$\epsilon$	$\varepsilon$	$\gamma$	$\beta$	B	$\alpha$	$r_m$	$\lambda$
20°C	44	10	21	3	11	10	0.33	0	1.000
27°C	20	5	10	1	19	5	0.93	0.13	1.136
30°C	18	4	10	1	2	4	0.66	0.06	1.063

TABELA 2 Longevidade, em dias (média $\pm\delta$ ), de fêmeas ( $\varphi$ ) e machos ( $\sigma$ ) adultos de *L. coffeella* obtidas experimentalmente por Parra (1981) ( $\delta$ : semi-amplitude do intervalo de 95% confiança)

	Temperatura		
	20°C	27°C	30°C
$\sigma$	11,8 $\pm$ 3,9	11,0 $\pm$ 4,1	3,3 $\pm$ 0,5
$\varphi$	12,5 $\pm$ 4,9	13,7 $\pm$ 3,6	4,5 $\pm$ 0,8



## 5 Modelo Penna adaptado à biologia do bicho-mineiro do cafeeiro

O modelo Penna (Penna, 1995) é um modelo de bit string para dinâmica de populações com idade estruturada que fundamenta-se na teoria de acúmulo de mutações. Devido à fácil e eficiente implementação em computadores, permite modificações de forma a simular características muito especiais ou interações. Atualmente, é possível encontrar, na literatura especializada, grande quantidade de trabalhos baseados nesse modelo, tais como: simulação do efeito da mudança da temperatura sobre populações biológicas (Stauffer & Arndt, 2005), simulação da dinâmica populacional do pulgão-do-algodoeiro (Giarola et al., 2006), simulação de modelo presa-predador baseado em inteligência (He et al., 2007) e simulação da interação do pulgão-do-algodoeiro e seu parasitoide (Souza et al., 2009).

A versão sexuada do modelo Penna foi introduzida por Bernardes (1996). Oliveira et al. (2008) utilizaram esta versão para simular a evolução temporal de uma população de bicho-mineiro do cafeeiro submetida a diferentes temperaturas. Para tal, foram feitas adaptações ao modelo Penna, de acordo com as características biológicas desse inseto. A seguir, é descrito o modelo adaptado à biologia do bicho-mineiro.

A população é constituída de indivíduos diploides, sendo 50% machos e 50% fêmeas, com genótipos representados por quatro palavras computacionais de 64 bits, dispostas em duas tiras em paralelo (uma herdada da mãe e a outra herdada do pai). Em que cada bit em paralelo representa um dia de vida. Assim, cada indivíduo pode, então, viver no máximo, até a idade de 127 dias.

Após ter alcançado a idade mínima de reprodução  $R$ , a fêmea escolhe, aleatoriamente, um macho com idade igual ou maior que  $R$  para gerar  $B$  ovos. Durante todo o período de vida, a fêmea é fecundada uma única vez. Ao modelo

tradicional foram acrescentados os períodos de pré-oviposição ( $\gamma$ ) e oviposição ( $\beta$ ). O primeiro estabelece o período que antecede o início da postura de ovos pela fêmea fecundada. O segundo se refere ao período durante o qual irão ocorrer as posturas, compreendendo o intervalo entre a primeira e a última postura. A cada dia desse período, a fêmea põe  $b$  ovos, sendo

$$b = \frac{B}{\beta}. \quad (1)$$

A obtenção do genótipo dos futuros filhos ocorre da mesma forma que no modelo tradicional, por meio do cruzamento e da recombinação das tiras dos pais. Primeiro, é efetuada uma operação denominada *crossing over*, em que o genótipo da mãe é cortado em uma posição aleatória, produzindo quatro partes. Duas partes complementares, pertencentes a tiras diferentes, são escolhidas para dar forma a dois gametas femininos. Um deles é selecionado aleatoriamente para ser passado ao filho. O mesmo ocorre com o genótipo do pai, gerando o gameta masculino que irá compor a segunda tira do genótipo do filho. Após isso,  $M$  mutações deletérias são introduzidas aleatoriamente, sendo cada mutação introduzida em apenas um dos gametas, ou seja, com probabilidade de 50% de ser introduzida no gameta da mãe ou do pai. Assim, o genótipo do filho é o resultado da união dos dois gametas e o sexo é aleatoriamente escolhido, com 50% de chance para cada um.

O genótipo contém informações de quando o efeito de uma mutação deletéria estará presente (bit setado em 1) ou não (bit setado em 0), durante toda a vida do indivíduo. Se, na idade  $i$  da vida do indivíduo o  $i$ -ésimo bit no genótipo for 1, ele sofrerá os efeitos de uma mutação deletéria naquela e em todas as etapas seguintes da sua vida. Para a contagem do número de mutações deletérias ativas até a idade atual, todas as posições no genótipo são consideradas recessivas, isto é, uma mutação deletéria é efetiva somente se aparecer 1 em posições correspondentes de

ambas as tiras em paralelo. Assim, se o indivíduo possuir um número de mutações deletérias menor que o limiar  $T$ , então, o indivíduo sobreviverá com uma probabilidade dada pelo fator de Verhulst, que modela as restrições ambientais, tais como espaço e alimento. Esta probabilidade é dada por:

$$P(t) = 1 - \frac{N_t}{N_{max}}, \quad (2)$$

sendo  $N_t$  o tamanho da população no tempo  $t$  e  $N_{max}$  a capacidade de carga do ambiente. Os indivíduos que estiverem na fase de ovo não sofrem ação deste fator, morrendo apenas pelo acúmulo de mutações deletérias. Após todos os indivíduos terem sido testados para reprodução, envelhecimento e morte, uma etapa temporal é concluída.

## 6 Dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro

A evolução espaço-temporal de uma população de bicho-mineiro do cafeeiro submetida a diferentes temperaturas foi representada em um autômato celular, no qual cada célula em uma rede quadrada  $32 \times 32$ , é denominada sítio. A vizinhança de cada sítio foi definida segundo a regra de von Neumann, em que os primeiros vizinhos de um sítio são os quatro sítios mais próximos, os dois vizinhos laterais, o acima e o abaixo. Ao contrário do usual, para levar em conta o tamanho finito da rede, consideraram-se condições de contorno não periódicas. A dinâmica em cada sítio seguiu as regras do modelo Penna adaptado à biologia do bicho-mineiro do cafeeiro (Oliveira et al., 2008). Inicialmente, consideraram-se todos os sítios ocupados com o mesmo número de indivíduos, todos com idade 0.

Em cada etapa temporal, indivíduos com idade igual ou superior a  $R$  podem mudar de sítio, de acordo com as seguintes regras:

- fêmeas que já copularam mudam para um sítio vizinho escolhido aleatoriamente, se a densidade de lagartas do sítio vizinho for menor que a do sítio onde se encontram;
- fêmeas que não copularam e machos mudam para um sítio vizinho escolhido aleatoriamente, independente da densidade de lagartas dos sítios.

Em relação à postura dos ovos, foram consideradas duas situações, uma em que a fêmea realiza postura dos ovos com probabilidade 100%, independente da temperatura (*oviposição não diferenciada*) e outra em que a fêmea oviposita com uma probabilidade que depende da temperatura (*oviposição diferenciada*). Foram realizadas simulações em linguagem C, a temperaturas constantes no intervalo de  $20^{\circ}C$  a  $30^{\circ}C$ . Para cada simulação, foram realizadas 100.000 etapas temporais (dias) e, em cada etapa, foram calculadas as taxas finita de aumento, intrínseca de crescimento e sobrevivência, assim como o índice de Morisita.

Os parâmetros dependentes da temperatura assumiram valores de acordo com as seguintes equações (Oliveira et al., 2008):

$$R(\theta) = 32458,90e^{-0.35\theta} + 17,28 \quad (3)$$

$$\epsilon(\theta) = 1471,11e^{-0.27\theta} + 3,67 \quad (4)$$

$$\varepsilon(\theta) = 1478,10e^{-0.25\theta} + 8,83 \quad (5)$$

$$\gamma(\theta) = 51,98e^{-0.14\theta} \quad (6)$$

$$\beta(\theta) = \frac{B(\theta)}{b(\theta)} \quad (7)$$

$$B(\theta) = 86,28e^{-0.09(\theta-25)^2} \quad (8)$$

$$b(\theta) = 0,39\theta - 6,95 \quad (9)$$

$$\alpha(\theta) = 0,97e^{-0.03(\theta-26)^2} \quad (10)$$

sendo  $R$  a idade mínima de reprodução,  $\epsilon$  a duração da fase de ovo,  $\varepsilon$  a duração da fase de larva,  $\gamma$  o período de pré-oviposição,  $\beta$  o período de oviposição,  $B$  a fecundidade total,  $b$  a fecundidade diária,  $\alpha$  a probabilidade de oviposição e  $\theta$  a temperatura.

Os outros parâmetros do modelo, os quais independem da temperatura, assumiram os seguintes valores:

- $M = 4$  (número de mutações),
- $T = 4$  (limite de mutações deletérias),
- $N_{i;j;0} = 100$  (tamanho inicial da população de cada sítio),
- $N_{max} = 1000$  (capacidade de carga em cada sítio).

A taxa finita de aumento ( $\lambda_t$ ) foi calculada de acordo com o modelo logístico discreto dado pela equação

$$\begin{aligned} N_{t+1} &= \lambda_t N_t \left[ 1 - \frac{N_t}{N_{max}} \right] \\ \lambda_t &= \frac{N_{t+1}}{N_t \left[ 1 - \frac{N_t}{N_{max}} \right]} \end{aligned} \quad (11)$$

em que  $N_t$  é o tamanho populacional e  $t$  o tempo (Bernardes et al., 1998).

Conhecido  $\lambda_t$ , a taxa intrínseca de crescimento ( $r_{m_t}$ ) foi calculada pela equação

$$r_{m_t} = \ln(\lambda_t) \quad (12)$$

Para construir as curvas de sobrevivência, a taxa de sobrevivência para cada idade  $j$  foi calculada a partir da equação

$$S_j = \frac{N_{j+1,t+1}}{N_{j,t}} \quad (13)$$

sendo  $S_j$  a taxa de sobrevivência dos indivíduos na idade  $j$ ;  $N_{j+1,t+1}$  o número de indivíduos com idade  $j + 1$  no tempo  $t + 1$  e  $N_{j,t}$  o número de indivíduos com idade  $j$  no tempo  $t$ .

Para determinar o padrão de distribuição espacial do bicho-mineiro do cafeeiro, o índice de Morisita ( $I_t$ ) para a população de lagartas foi calculado por meio da expressão:

$$I_t = n \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - \sum_{i=1}^n x_i}{\left(\sum_{i=1}^n x_i\right)^2 - \sum_{i=1}^n x_i} \quad (14)$$

em que  $n$  é o número de unidades amostrais,  $x_i$  o número de lagartas em cada sítio e  $t$  o tempo (Upton & Fingleton, 1985).

Para comparação dos modelos, resultados obtidos a partir da dinâmica temporal proposta por Oliveira et al. (2008) são apresentados. Neste caso, considerou-se  $N_0 = 10000$  (tamanho inicial da população) e  $N_{max} = 100000$  (capacidade de carga).

## 6.1 Análise estatística

Para as séries temporais das grandezas taxa finita de aumento, taxa intrínseca de crescimento e índice de Morisita, foram obtidos os valores médios e seus intervalos de confiança. Os índices de Morisita foram obtidos por meio da variável número de lagartas. Para se obter intervalos de confiança não viesados, foi utilizado o método batch (subamostra), considerando  $k = 1000$  e  $n = 40$  (?). Os cálculos foram efetuados desprezando-se as primeiras 60.000 etapas temporais (tempo necessário para atingir o regime estacionário). Além disso, a fim de determinar periodicidades eventuais presentes nas séries temporais, bem como a amplitude dessas periodicidades, foi calculada a transformada de Fourier de cada

série.

Utilizando-se, em cada temperatura, os valores médios da taxa finita de aumento ( $\lambda$ ) e do índice de Morisita para a população de lagartas, foi realizada uma análise de agrupamento. Foi considerado o método hierárquico aglomerativo de Ward e, como medida de dissimilaridade, a distância de Manhattan. A determinação do método aglomerativo para cada análise foi realizada por meio de comparação dos valores da correlação cofenética (Mingoti, 2005; Ferreira, 2008).

Para realizar as análises estatísticas, foi utilizado o pacote estatístico R Development Core Team (2009).

## **6.2 Resultados e discussão**

### **6.2.1 Análise temporal da dinâmica espaço-temporal**

Os valores médios das taxas finita de aumento e intrínseca de crescimento da população de bicho-mineiro do cafeeiro nas temperaturas de  $20^{\circ}C$  a  $30^{\circ}C$ , de acordo com o tipo de oviposição, são apresentados nas Tabelas 3 e 4. Nas temperaturas de  $20^{\circ}C$  e  $21^{\circ}C$ , quando considerada a probabilidade de oviposição diferenciada, a população do bicho-mineiro do cafeeiro extinguiu-se devido à baixa probabilidade de as fêmeas realizarem postura. Este resultado já obtido por Oliveira et al. (2008) está de acordo com Parra (1981), quando afirma que, na temperatura de  $20^{\circ}C$ , a capacidade do bicho-mineiro do cafeeiro de aumentar em número por meio da reprodução, é praticamente nula. Para as demais, verifica-se a dependência de ambas as taxas com a temperatura e a redução dos valores médios em todas as temperaturas quando considerada a oviposição diferenciada. Para as temperaturas de  $20^{\circ}C$ ,  $27^{\circ}C$  e  $30^{\circ}C$ , os valores médios obtidos pela dinâmica espaço-temporal ficaram mais próximos dos obtidos experimentalmente, em relação à dinâmica temporal (Tabela 1).

TABELA 3 Valores médios das taxas finitas de aumento (média $\pm\delta$ ) em função da temperatura obtidas pelas dinâmicas temporal (Oliveira et al. (2008)) e espaço-temporal ( $\delta$  : semi-amplitude do intervalo de 95% de confiança ).

Temp	Oviposição não diferenciada		Oviposição diferenciada	
	Temporal	Espaço-temporal	Temporal	Espaço-temporal
20°C	1,0247 $\pm$ 0,0016	1,0166 $\pm$ 0,0005	-	-
21°C	1,0370 $\pm$ 0,0026	1,0344 $\pm$ 0,0003	-	-
22°C	1,0656 $\pm$ 0,0024	1,0721 $\pm$ 0,0004	1,0514 $\pm$ 0,0021	1,0475 $\pm$ 0,0004
23°C	1,0784 $\pm$ 0,0023	1,0830 $\pm$ 0,0004	1,0669 $\pm$ 0,0021	1,0675 $\pm$ 0,0004
24°C	1,0837 $\pm$ 0,0021	1,0895 $\pm$ 0,0004	1,0794 $\pm$ 0,0022	1,0819 $\pm$ 0,0004
25°C	1,1117 $\pm$ 0,0024	1,1208 $\pm$ 0,0005	1,1096 $\pm$ 0,0024	1,1165 $\pm$ 0,0005
26°C	1,1256 $\pm$ 0,0032	1,1378 $\pm$ 0,0005	1,1243 $\pm$ 0,0024	1,1355 $\pm$ 0,0005
27°C	1,1341 $\pm$ 0,0021	1,1467 $\pm$ 0,0005	1,1280 $\pm$ 0,0023	1,1412 $\pm$ 0,0005
28°C	1,1520 $\pm$ 0,0025	1,1601 $\pm$ 0,0006	1,1391 $\pm$ 0,0027	1,1485 $\pm$ 0,0005
29°C	1,1469 $\pm$ 0,0029	1,1423 $\pm$ 0,0007	1,1158 $\pm$ 0,0031	1,1164 $\pm$ 0,0007
30°C	1,1296 $\pm$ 0,0035	1,1154 $\pm$ 0,0016	1,0806 $\pm$ 0,0025	1,0736 $\pm$ 0,0012

TABELA 4 Valores médios das taxas intrínsecas de crescimento (média $\pm\delta$ ) em função da temperatura obtidas pelas dinâmicas temporal (Oliveira et al. (2008)) e espaço-temporal ( $\delta$  : semi-amplitude do intervalo de 95% de confiança ).

Temp	Oviposição não diferenciada		Oviposição diferenciada	
	Temporal	Espaço-temporal	Temporal	Espaço-temporal
20°C	0,0241 $\pm$ 0,0015	0,0165 $\pm$ 0,0004	-	-
21°C	0,0363 $\pm$ 0,0025	0,0338 $\pm$ 0,0003	-	-
22°C	0,0626 $\pm$ 0,0019	0,0696 $\pm$ 0,0004	0,0501 $\pm$ 0,0020	0,0464 $\pm$ 0,0004
23°C	0,0752 $\pm$ 0,0020	0,0796 $\pm$ 0,0003	0,0646 $\pm$ 0,0020	0,0653 $\pm$ 0,0004
24°C	0,0802 $\pm$ 0,0019	0,0857 $\pm$ 0,0004	0,0764 $\pm$ 0,0021	0,0787 $\pm$ 0,0003
25°C	0,1041 $\pm$ 0,0020	0,1141 $\pm$ 0,0004	0,1032 $\pm$ 0,0021	0,1102 $\pm$ 0,0004
26°C	0,1159 $\pm$ 0,0025	0,1291 $\pm$ 0,0004	0,1158 $\pm$ 0,0017	0,1271 $\pm$ 0,0004
27°C	0,1233 $\pm$ 0,0018	0,1368 $\pm$ 0,0004	0,1192 $\pm$ 0,0017	0,1320 $\pm$ 0,0004
28°C	0,1378 $\pm$ 0,0020	0,1464 $\pm$ 0,0005	0,1280 $\pm$ 0,0022	0,1384 $\pm$ 0,0005
29°C	0,1293 $\pm$ 0,0022	0,1331 $\pm$ 0,0007	0,1058 $\pm$ 0,0024	0,1101 $\pm$ 0,0006
30°C	0,1104 $\pm$ 0,0026	0,1092 $\pm$ 0,0015	0,0732 $\pm$ 0,0020	0,0710 $\pm$ 0,0011

Entre as temperaturas testadas, constata-se que 28°C é a mais favorável ao desenvolvimento populacional do bicho-mineiro do cafeeiro, pois apresenta o maior valor de taxa intrínseca de crescimento, independente do tipo de oviposição



(Tabela 4). Isso está de acordo com Parra (1981) que sugere ,como temperatura ótima para o desenvolvimento desse inseto, algo em torno de  $27^{\circ}C$  e com Lomeli-Flores (2007) que sugere a faixa de  $25^{\circ}C$  a  $28^{\circ}C$ , devido ao incremento no número de ovos depositados e a redução no tempo de desenvolvimento do inseto.

Na Tabela 5 são apresentadas as longevidades dos adultos de bicho-mineiro do cafeeiro. Verifica-se que o modelo é capaz de reproduzir as variações na longevidade, em função da temperatura, porém, não distingue entre as longevidades de fêmeas e machos, como evidenciado experimentalmente. Nas temperaturas de  $22^{\circ}C$ , com oviposição não diferenciada e 24 a  $26^{\circ}C$  com oviposição diferenciada, não houve distinção na longevidade entre os dois modelos. Nas demais temperaturas houve distinção. A 29 e  $30^{\circ}C$  obtiveram-se na dinâmica espaço-temporal, valores bem superiores aos obtidos na dinâmica temporal. Além disso, a  $30^{\circ}C$ , o valor obtido pelo modelo espaço-temporal ficou fora do intervalo de confiança experimental (Tabela 2).

TABELA 5 Longevidades em dias de adultos do bicho-mineiro do cafeeiro em função da temperatura obtidas pelas dinâmicas temporal (Oliveira et al. (2008)) e espaço-temporal em função do tipo de oviposição.

Temp	Oviposição não diferenciada		Oviposição diferenciada	
	temporal	espaço-temporal	temporal	espaço-temporal
$20^{\circ}C$	15	16	-	-
$21^{\circ}C$	20	19	-	-
$22^{\circ}C$	17	17	17	18
$23^{\circ}C$	16	16	16	17
$24^{\circ}C$	14	16	16	16
$25^{\circ}C$	14	14	14	14
$26^{\circ}C$	12	13	13	13
$27^{\circ}C$	12	13	12	14
$28^{\circ}C$	10	12	11	12
$29^{\circ}C$	7	11	8	11
$30^{\circ}C$	5	11	5	11

Em ambos os modelos, observa-se que a oviposição diferenciada afeta a longevidade em algumas temperaturas. A diminuição da probabilidade das fêmeas realizarem postura reduz o número de indivíduos que entram na população e, conseqüentemente, a competição entre os mesmos, podendo fazer com que a longevidade aumente (Rose, 1991).

### **6.3 Análise espacial da dinâmica espaço-temporal**

Na Tabela 6 são apresentados os valores médios dos índices de Morisita ( $I$ ) para a população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro. Verifica-se, em todas as temperaturas, uma distribuição espacial agregada ( $I > 1$ ). Os valores médios do índice não foram afetados pelo tipo de oviposição nas temperaturas de  $25^{\circ}C$  a  $28^{\circ}C$  e, nas demais temperaturas, quando considerada a probabilidade de oviposição diferenciada, ocorreu aumento nos valores médios, indicando que, nestas temperaturas, a redução na oviposição leva a uma maior agregação da população de lagartas.

A distribuição agregada das lagartas observada nas simulações é consequência das regras definidas para movimentação na rede. Com essas regras, os indivíduos dispersam apenas na fase adulta e as fêmeas copuladas se movem apenas para sítios com menor densidade de lagartas. Assim, a posição de novos indivíduos da população é escolhida no momento da postura e está diretamente relacionada com o movimento da mãe. O fato de se considerar que as fêmeas depositam seus ovos em sítios com menor densidade de lagartas, incorpora, nas simulações, um mecanismo que minimiza a competição intraespecífica. A definição destas regras levou em conta o comportamento observado nas fêmeas do bicho-mineiro do cafeeiro, que preferem ovipositar em folhas com menor número de lagartas e ovos, selecionando, assim, hospedeiros que maximizem a chance de sobrevivência dos seus

TABELA 6 Valores médios do índice de Morisita ( $m \pm \delta$ ) para as populações de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro obtidos pelas simulação espaço-temporal em função do tipo de oviposição ( $\delta$  : semi-amplitude do intervalo de 95% de confiança).

Temp	Oviposição não diferenciada	Oviposição diferenciada
20°C	2,3817 ± 0,0491	-
21°C	2,0422 ± 0,0093	-
22°C	1,9164 ± 0,0041	2,0640 ± 0,0105
23°C	1,8522 ± 0,0038	1,8937 ± 0,0048
24°C	1,8653 ± 0,0055	1,8796 ± 0,0080
25°C	1,7673 ± 0,0039	1,7683 ± 0,0042
26°C	1,7416 ± 0,0029	1,7417 ± 0,0029
27°C	1,6775 ± 0,0028	1,6734 ± 0,0032
28°C	1,7374 ± 0,0045	1,7355 ± 0,0040
29°C	1,7791 ± 0,0031	1,7924 ± 0,0035
30°C	1,8425 ± 0,0032	1,9017 ± 0,0038

ovos (Michereff, 2000). Dessa forma, a competição forte influencia nas decisões relacionadas ao local de oviposição e, por consequência, na distribuição espacial do bicho-mineiro do cafeeiro.

Na Figura 1 são apresentadas as relações entre temperatura e valores médios da taxa finita de aumento ( $\lambda$ ) e do índice de Morisita para a população de lagartas. Verifica-se que  $\lambda$  tem um comportamento crescente até a temperatura de 28°C e decrescente após a mesma. Já o índice de Morisita apresenta comportamento contrário, reduzindo até 27°C e aumentando logo em seguida. Por meio do coeficiente de correlação de Spearman, pode-se observar que existe correlação forte e negativa entre as duas medidas,  $r = -0,955$  para a probabilidade de oviposição não diferenciada e  $r = -0,967$  para a diferenciada. Assim constata-se que o aumento na taxa de crescimento reduz o índice de Morisita, ou seja, quanto menor a taxa de crescimento, mais agregadas estarão as lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro.

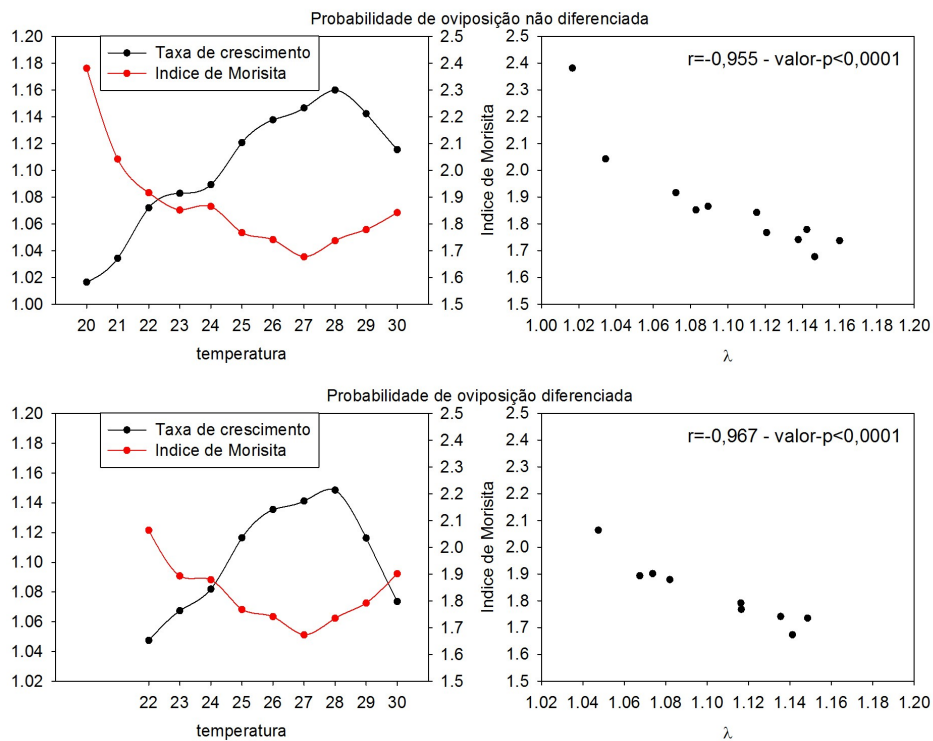


FIGURA 1 Relação entre temperatura e valores médios da taxa finita de aumento ( $\lambda$ ) e do índice de Morisita para população de lagartas ( $r$  : coeficiente de correlação de Spearman).

Mais uma evidência da relação entre as duas medidas é dada por meio do período de oscilação das séries temporais. Os períodos de oscilação são praticamente idênticos e próximos à soma entre a idade mínima de reprodução ( $R$ ) e a duração da fase de ovo ( $\epsilon$ ) (Tabela 7). Esta oscilação é provocada pela etapa reprodutiva e pela transformação de ovos em lagartas.

A taxa de crescimento e a formação de um padrão espacial agregado estão relacionados à capacidade de dispersão da população. Em geral, maiores taxas de crescimento dão origem a maiores taxas de dispersão, fazendo com que se altere um dado padrão espacial (Andersen, 1991; Reid et al., 2006). Dessa forma, a tem-

TABELA 7 Período de oscilação das séries temporais da taxa de crescimento ( $\lambda$ ) e do índice de Morisita ( $I$ ) para lagartas.

Temp	$R + \epsilon$	Oviposição não diferenciada		Oviposição diferenciada	
		$I$	$\lambda$	$I$	$\lambda$
20°C	54	52,4	53,6	-	-
21°C	47	45,4	45,4	-	-
22°C	40	36,1	37,4	39,4	39,4
23°C	35	32,6	32,6	32,9	34,1
24°C	31	28,9	28,9	28,8	29,6
25°C	27	26,2	26,2	26,5	29,6
26°C	26	24,7	24,8	24,8	24,7
27°C	25	24,2	24,2	24,3	24,3
28°C	23	22,0	22,0	22,0	22,0
29°C	23	22,0	22,1	22,2	22,1
30°C	22	20,6	20,6	20,6	20,6

peratura tem forte influência na formação do padrão espacial do bicho-mineiro do cafeeiro, haja vista a influência que tem sobre a taxa de crescimento da população.

Na Figura 2 são apresentados os dendrogramas da análise de agrupamento para as temperaturas em relação às variáveis taxa finita de aumento ( $\lambda$ ) e índice de Morisita para a população de lagartas, com a formação de oito grupos para a oviposição não diferenciada e seis grupos para a diferenciada. Verifica-se que as temperaturas de 25°C a 28°C, definidas por Lomeli-Flores (2007) como a faixa ótima para o desenvolvimento do bicho-mineiro do cafeeiro, apresentam comportamentos mais próximos entre si, comparados às outras temperaturas fora dessa faixa, com exceção de 29°C. Dessa forma, é esperado um padrão espacial mais similar entre as temperaturas dentro da faixa ótima.

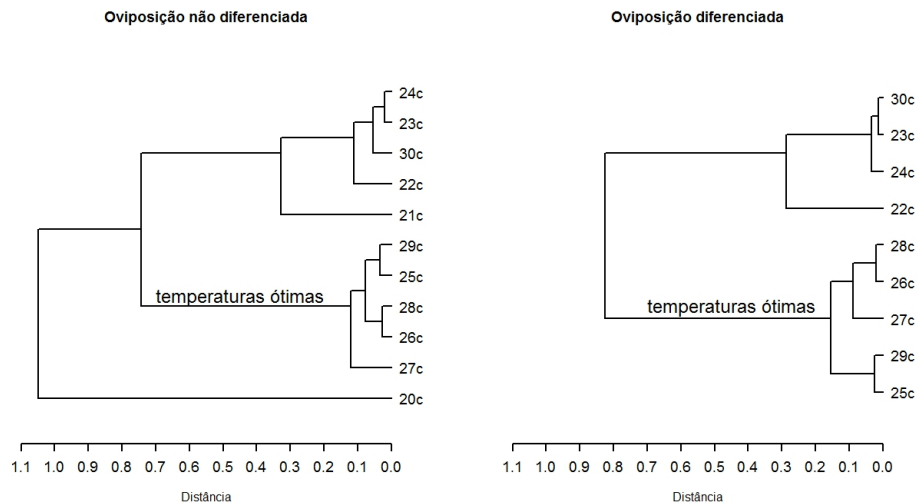


FIGURA 2 Dendrograma da análise de agrupamento das temperaturas em relação às variáveis taxa finita de aumento ( $\lambda$ ) e índice de Morisita, para população de lagartas.

## 7 Conclusão

O modelo espaço-temporal é capaz de reproduzir algumas características da população do bicho-mineiro do cafeeiro, tais como o decréscimo da longevidade e da taxa de crescimento com o aumento da temperatura. Entretanto, a estrutura espacial provocou alterações na longevidade, principalmente nas temperaturas de 29 e 30°C. De modo geral, a inserção de estrutura espacial na dinâmica proposta por Oliveira et al. (2008) mantém resultados em concordância com os experimentais.

Em relação à distribuição espacial do bicho-mineiro, verifica-se que em todas as temperaturas, as lagartas apresentam um comportamento espacial agregado, cujo grau de agregação é influenciado pela temperatura e pelo padrão de oviposição das fêmeas do bicho-mineiro do cafeeiro, estabelecendo, assim, uma relação entre a taxa de aumento da população e o padrão de agregação espacial.

## 8 Referências bibliográficas

- ANDERSEN, M. Properties of some density-dependent integrodifference equation models. **Mathematical and Biological Sciences**, Edinburgh, v.104, n.1, p.135-157, Apr. 1991.
- BERNARDES, A.T. Strategies for reproduction and ageing. **Annalen der Physik**, Leipzig, v.5, n.6, p.539-550, Dec. 1996.
- BERNARDES, A.T.; MOREIRA, J.G.; SILVA, A.C. e. Simulation of chaotic behaviour in population dynamics. **The European Physical Journal B**, Les Ulis, v.1, n.3, p.393-396, Jan. 1998.
- CRESSIE, N.A.C. **Statistics for spatial data**. New York: J.Wiley, 1993. 900p.
- ERMENTROUT, G.B.; EDELSTEIN-KESHET, L. Cellular automata approaches to biological modeling. **Journal of Theoretical Biology**, London, v.160, n.1, p.97-133, Feb. 1993.
- FERREIRA, D.F. **Estatística multivariada**. Lavras: UFLA, 2008. 662p.
- FORTIN, M.J.; DALE, M. **Spatial analysis**. Cambridge: Cambridge University, 2005. 365p.
- GALLO, D.; NAKANO, O.; SILVEIRA NETO, S.; CARVALHO, C.; BAPTISTA, G.C.D.; BERTI FILHO, E.; PARRA, J.R.P.; ZUCCHI, R.A.; ALVES, S.B.; VENDRAMIM, J.D.; MARCHINI, L.C.; LOPES, J.R.S.; OMOTO, C. **Entomologia agrícola**. Piracicaba: FEALQ, 2002. v.2, 920p.
- GIAROLA, L.T.P.; MARTINS, S.G.F.; COSTA, M.C.T. Ago computer simulation of aphid gossypii insects using penna ageing model. **Physica A-Statistical Mechanics and its Applications**, London, v.368, n.1, p.147-154, Jan. 2006.
- HE, M.; PAN, Q.; WANG, Z. A prey-predator model of learning based on bit string with intelligence. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, London, v.377, n.1, p.131-137, Jan. 2007.
- KATIYAR, K.P.; FERRER, F. **Technique biology and sterelization of the coffee leaf miner, leucoptera coffeella guér (lepidoptera-lyonetiidae)**. Vienna: International Atomic Energy Agency, 1968. 175p.

LAW, A.M.; KELTON, W.D. **Simulation modeling & analysis**. 3.ed. New York: McGraw-Hill, 2000. 760p.

LIEBHOLD, A.; KOENIG, W.D.; BJØRNSTAD, O.N. Spatial synchrony in population dynamics. Annual **Review of Ecology, Evolution, and Systematics**, Palo Alto, v.35, n.1, p.467-490, 2004.

LOMELI-FLORES, J.R. **Natural enemies and mortality factors of the coffee leafminer leucoptera coffeella (guérin-ménèville) (lepidoptera: Lyonetiidae) in chiapas, Mexico**. 2007. 203p. Tese (Doutorado em Entomologia)-Escuela Nacional de Ciências Biológicas, Instituto Politécnico Nacional, México.

MICHEREFF, M.F.F. **Comportamento reprodutivo do bicho-mineiro-docafeeiro, leucoptera coffeella (guérin-mèneville, 1842) (lepidoptera: Lyonetiidae)**. 2000. 46p. Dissertação (Mestrado em Entomologia)-Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

MINGOTI, S.A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 297p.

MOLLET, J.Q.; TRUMBLE, J.T.; WALTER, G.P.; SEVACHERIAN, V. Sampling scheme for determining population intensity of tetranychus cinnabarinus (boisduval) (acarina: Tetranychidae) in cotton. **Environmental Entomology**, College Park, v.13, n.4, p.1015-1017, Aug. 1984.

OLIVEIRA, A.C.S.; MARTINS, S.G.F.; ZACARIAS, M.S. Computer simulation of the coffee leaf miner using sexual penna aging model. **Physica A-Statistical Mechanics and Its Applications**, London, v.387, n.2/3, p.476-484, Jan. 2008.

PARRA, J.R. **Biologia comparada de perileucoptera coffeella (guérinmeneville, 1842) (lepdoptera-lyonetiidae), visando ao seu zoneamento ecológico no estado de São Paulo**. 1981. 96f. Tese (Livre Docência em Entomologia)-Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba.

PENNA, T.J. A bit string model for biological aging. **Journal of Statistical Physics**, New York, v.78, n.5/6, p.1629-1633, Mar. 1995.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing, reference index**. Version 2.9.0. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2009. Disponível em: <<http://www.R0project.org>>.



REID, J.M.; BIGNAL, E.M.; BIGNAL, S.; MCCRAKEN, D.I.; MONAGHAN, P. Spatial variation in demography and population growth rate: the importance of natal location. **Journal of Animal Ecology**, Oxford, v.75, n.5, p.1201-1211, May 2006.

REIS, P.R.; SOUZA, J.C. Influência das condições de tempo sobre a população de insetos e acáros. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v.12, n.138, p.25-30, jun. 1986.

RENSHAW, E. **Modelling biological populations in space and time**. Cambridge: University of Cambridge, 1991. 403p.

ROSE, M.R. **Evolutionary biology of aging**. Oxford: Oxford University, 1991. 238p.

SOUZA, A.; MARTINS, S.; ZACARIAS, M. Computer simulation applied to the biological control of the insect *aphis gossypii* for the parasitoid *lysiphlebus testaceipes*. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v.220, n.6, p.756-763, Mar. 2009.

SOUZA, J.C.; REIS, P.R.; RIGITANO, R.L.O. **Bicho mineiro: biologia, danos e manejo integrado**. Belo Horizonte: EPAMIG, 1998. 48p.

SPEER, M. Observações relativas à biologia do bicho-mineiro das folhas do cafeeiro *leucoptera coffeella* (guérin-mèneville) (lepidoptera: Buccolatricidae). **Arquivos do Instituto Biológico**, São Paulo, v.19, n.3, p.31-47, 1949.

STAUFFER, D.; ARNDT, H. Simulation and experiment of extinction or adaptation of biological species after temperature changes. **International Journal of Modern Physics C: Computational Physics & Physical Computation**, Singapore, v.16, n.3, p.389-392, 2005.

UPTON, G.; FINGLETON, B. **Spatial data analysis by example: point pattern and quantitative data**. Chichester: J.Wiley, 1985. 410p.

WALKER, D.W.; QUITANA, V. Mating and oviposition behavior of the coffee leaf miner, *leucoptera coffeella*. **Proceedings of the Entomological Society**, London, v.71, p.88-90, 1969.

### ARTIGO 3

## Estudo da dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro em condições de campo

Anderson Castro Soares de Oliveira<sup>a</sup>, Solange Gomes Faria Martins<sup>b</sup> e Mauricio  
Sergio Zacarias<sup>c</sup>

<sup>a</sup> Departamento de Estatística, Instituto de Ciências Exatas e da Terra,  
Universidade Federal de Mato Grosso, Av. Fernando Corrêa da Costa, nº 2367 -  
Bairro Boa Esperança, CEP: 78060-900, Cuiabá-MT

<sup>b</sup> Departamento de Ciências Exatas, Universidade Federal de Lavras, Caixa Postal  
3037, CEP: 37200-000, Lavras-MG

<sup>c</sup> Embrapa Café/Ecocentro, EPAMIG/URSM Campus UFLA, Caixa Postal 176,  
CEP: 37200-000, Lavras-MG

Preparado de acordo com a normas do Periódico Ecological Modelling

## **1 Resumo**

Neste trabalho foram estudados os padrões espaciais da lagarta do bicho-mineiro do cafeeiro por meio da análise de dados de campo e simulação computacional. Para simular a dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro através de autômatos celulares, foi utilizado o modelo Penna adaptado à biologia deste inseto. Para este estudo, foram utilizados dados de campo relativos a uma área de produção de café no município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006. Os padrões espaciais encontrados pela análise de dados de campo e por simulação apresentaram características semelhantes.

## **2 Abstract**

In this work was studied the spatial patterns of larva of the coffee leaf-miner through the analysis of field data and computational simulations. The simulations were made employing Penna Model adapted to biological characteristics of insect. For this study, were used field data relating to an area of coffee production in Santo Antonio do Amparo, Minas Gerais, Brazil from December 2004 to October 2006. The spatial patterns found by the analysis of field data and simulation showed similar characteristics.

### 3 Introdução

O bicho-mineiro do cafeeiro (*Leucoptera coffeella* (Guérin-Mèneville, 1842) (Lepidoptera: Lyonetiidae)) é o principal problema da cafeicultura em muitas regiões do Brasil, devido aos prejuízos causados à produção. O seu desenvolvimento ocorre em quatro fases (ovo, lagarta, crisálida e adulto) cuja duração depende das condições climáticas, principalmente da temperatura (Reis & Souza, 1986; Gallo et al., 2002).

O dano provocado por este inseto ocorre na fase de lagarta que, ao alimentar-se do parênquima foliar do cafeeiro, forma minas, ocasionando a diminuição da área fotossintética e, conseqüentemente, reduzindo a produção. Em função das perdas ocasionadas, os cafeicultores fazem uso indiscriminado de inseticidas, no intuito de controlar essa praga (Parra, 1981; Reis & Souza, 1986; Souza et al., 1998; Gallo et al., 2002).

O controle do bicho-mineiro do cafeeiro, dentro dos conceitos do manejo integrado de pragas, é absolutamente necessário. Estudos visando procurar generalizações sob efeitos de diferentes fatores ambientais sobre as alterações demográficas são de fundamental importância, pois eles podem ajudar a explicar padrões temporais e espaciais de ocorrência desta praga (Lomeli-Flores, 2007).

Na literatura, podem ser encontrados vários estudos relativos ao padrão de ocorrência temporal do bicho-mineiro do cafeeiro que, de modo geral, associam a incidência da praga com alta temperatura e baixa precipitação (Villacorta, 1975; Nestel et al., 1994; Lomeli-Flores, 2007). Já em relação à sua distribuição espacial, têm-se poucos estudos e por consequência, não tem sido considerada nas recomendações de manejo da cultura, planejamento de experimentos e estudos amostrais.

Numa caracterização inicial, o padrão espacial de dispersão de insetos pode ser classificado como aleatório, agregado ou regular. Para a caracterização do padrão espacial, é comum a utilização de índices baseados na relação entre variância e média, tais como índice de Fisher, de Morisita, de David & More, a lei de potência de Taylor e os índices de agregação de Lloyd e Iwao, dentre outros, e análise de correlação espacial por meio de métodos geoestáticos e correlogramas espaciais (Cressie, 1993; Fortin & Dale, 2005).

Alves (2008) e Avelar (2008) estudaram a distribuição espacial do bichomineiro do cafeeiro num cafezal orgânico em formação, utilizando as variáveis número de folhas minadas, minas novas e minas predadas. Avelar (2008) testou a aleatoriedade espacial por meio dos índices de Fisher, Moran e Morisita, para o período de janeiro de 2005 até março de 2007. Os resultados mostraram a existência de um padrão espacial para a maioria dos meses, não sendo possível identificar uma tendência temporal para a distribuição espacial das variáveis. Foi observado que os meses que apresentaram agrupamentos espaciais aparecem intercalados com meses que apresentaram distribuições espaciais regulares ou aleatórias. Alves (2008) utilizando geoestística, ajustou modelos de semivariograma, verificando que a hipótese de aleatoriedade espacial foi rejeitada apenas para os meses de dezembro de 2005 (folhas minadas) e julho de 2006 (minas predadas), e para todas as variáveis, o fenômeno foi considerado isotrópico.

Uma forma de estudar o padrão espacial é por meio de modelagem matemática ou computacional, que permite a verificação de processos de dispersão, bem como dos fatores que podem contribuir para a formação de padrões espaciais (Renshaw, 1991; Liebhold et al., 2004). Entre os modelos utilizados, destacam-se os autômatos celulares, que reproduzem sistemas físicos e biológicos.

Um autômato celular é um sistema markoviano em que o tempo e o espaço

são discretos e cada posição do domínio espacial é um sítio, ao qual é atribuído um estado. O estado de cada sítio é modificado de acordo com seu estado e de seus vizinhos na etapa anterior, segundo regras simples que tentam imitar as leis biológicas (ou físicas) que regem o sistema (Ermentrout & Edelstein-Keshet, 1993).

Neste contexto, dada a importância de entender a dinâmica espaço-temporal do bicho-mineiro do cafeeiro, neste trabalho é realizado um estudo da sua distribuição espacial em uma plantação de café orgânico localizada no município de Santo Antônio do Amparo, MG. Para este estudo, ao contrário de Alves (2008) e Avelar (2008), foi analisada a variável (contagem) número de lagartas, cuja coleta ocorreu no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006. Além disso, a distribuição espacial de lagartas foi analisada por meio de autômatos celulares. A dinâmica temporal em cada sítio do autômato seguiu as mesmas regras do modelo proposto por Oliveira et al. (2008).

Este artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2 é apresentada a análise da distribuição espacial de lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro em lavoura de produção de café orgânico; na seção 3, a modelagem via autômatos celulares para análise da distribuição espacial do bicho-mineiro do cafeeiro; na seção 4, são apresentadas as conclusões.

## **4 Análise da distribuição espacial de lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro em lavoura de produção de café orgânico**

### **4.1 Metodologia**

O estudo foi realizado na área de produção de café orgânico em formação da cultivar Catucaí, na Fazenda Cachoeira, no município de Santo Antônio do Amparo, MG, a 20°53'03,7" de latitude Sul, 44°57'05,4" de longitude Oeste e

a 1.013 metros de altitude. O espaçamento entre linhas de cultivo é de 4,5 m e, nas linhas, é de 0,5 m entre plantas. Durante o desenvolvimento da cultura, não foi realizado nenhum tratamento fitossanitário. Um croqui da área experimental é apresentado na Figura 1.

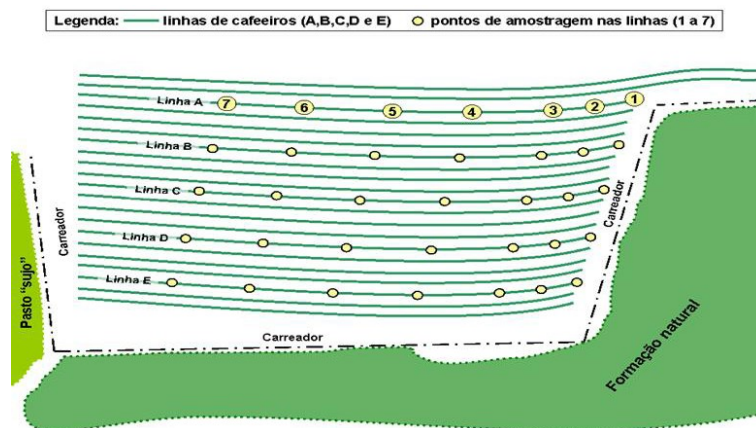


FIGURA 1 Croqui da área experimental

As amostragens das folhas dos cafeeiros foram realizadas mensalmente, a partir de dezembro de 2004 até outubro de 2006, em uma área de, aproximadamente, um hectare. Selecionaram-se cinco linhas paralelas e, em cada uma, foram marcados sete pontos amostrais, perfazendo 35 pontos de amostragem. Em cada ponto foram coletadas 10 folhas, ao acaso, no terço médio da planta. Mediram-se também as posições geográficas destes pontos e a distância entre os mesmos, com uma trena, com a finalidade de obter as coordenadas cartesianas (em metros) desses indivíduos (Tabela 1). A coordenada (0,0) foi posicionada no corner inferior esquerdo da plantação. As amostras foram devidamente identificadas por etiquetas e levadas para o laboratório da Epamig-CTSM/EcoCentro, em Lavras, MG, onde foram realizadas as contagens do número de lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro.



TABELA 1 Coordenadas, em metros, dos pontos amostrais (sítios) da área experimental.

i	x	y	i	x	y	i	x	y
A1	126,0	72,0	B6	42,4	56,0	D4	75,2	28,0
A2	113,2	70,0	B7	24,8	58,0	D5	55,2	29,2
A3	102,8	68,0	C1	120,4	45,2	D6	36,0	30,0
A4	85,2	68,0	C2	107,6	44,0	D7	18,8	32,0
A5	66,4	68,4	C3	97,6	42,8	E1	112,0	17,6
A6	46,4	68,8	C4	78,4	41,6	E2	101,6	15,6
A7	28,0	72,0	C5	58,4	42,8	E3	91,2	14,4
B1	122,4	58,0	C6	39,6	43,2	E4	71,6	13,6
B2	110,8	56,4	C7	22,4	45,2	E5	52,0	14,4
B3	100,4	56,0	D1	116,4	31,6	E6	32,8	15,6
B4	82,0	54,0	D2	105,2	29,6	E7	15,6	18,0
B5	61,6	56,0	D3	94,8	28,4			

#### 4.1.1 Análise estatística

Utilizando-se o número de lagartas por planta de café calculou-se o índice de Morisita para cada mês, por meio da expressão

$$I_t = n \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - \sum_{i=1}^n x_i}{\left( \sum_{i=1}^n x_i \right)^2 - \sum_{i=1}^n x_i} \quad (1)$$

em que  $n$  é o número de unidades amostrais,  $x_i$  o número de lagartas em cada sítio (planta de café) e  $t$  o tempo.

Para verificar a hipótese de aleatoriedade, calcularam-se os intervalos de confiança bootstrap, com 1.000 amostras. Os intervalos de confiança foram obtidos utilizando-se o método percentil a 95% de confiança. Assim foram considerados os percentis 2, 5 e 97, 5 (Avelar, 2008).

Com o objetivo de verificar se a correlação espacial das lagartas do bicho-

mineiro do cafeeiro é a mesma em todas as direções (comportamento isotrópico) ou não (comportamento anisotrópico), calculou-se o correlograma direcional de Moran dado por

$$I(d) = \left[ \frac{1}{W(d)} \right] \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(d)(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \quad (2)$$

em que  $n$  é o tamanho da amostra;  $x_i$  e  $x_j$  são os números de lagartas das populações  $i$  e  $j$ ;  $\bar{x}$  é média das populações ;  $w_{ij}(d)$  é a matriz de pesos na classe de distância  $d$  e  $W(d)$  é o somatório dos elementos  $w_{ij}$  da matriz de pesos na classe de distância  $d$ .

A matriz de pesos espaciais  $W$  é utilizada com o objetivo de capturar os efeitos de proximidade e vizinhança sobre os dados analisados. Esta matriz pode ser elaborada com base em diversos critérios. Neste estudo ela foi especificada da seguinte forma

- é uma matriz quadrada e positiva;
- os elementos da diagonal principal e aqueles que não estão dentro da classe de distância  $d$ , são nulos;
- os demais elementos da matriz assumem valores padronizados dados por

$$w_{ij} = \frac{1}{L}$$

em que  $L$  é o total de elementos em uma linha da matriz que estão dentro da

classe de distância  $d$ .

Para determinar o número  $k$  de classes de distância, utilizou-se a fórmula de Sturges

$$k = 1 + \log_2 n \quad (3)$$

em que  $n$  é número de distâncias na área amostral.

Os intervalos das classes de distância foram obtidos pela expressão

$$I_k = \frac{d_{max} - d_{min}}{k} \quad (4)$$

em que  $d_{max}$  é a maior distância (122,9m) e  $d_{min}$  é a menor distância (10,07m).

Os correlogramas foram calculados nas direções  $0^\circ$ ,  $45^\circ$ ,  $90^\circ$ ,  $135^\circ$  e  $180^\circ$ . A matriz de pesos foi obtida segundo o método proposto por Rosenberg (2000)

$$w'_{ij} = w_{ij} \cos^2(\alpha_{ij} - \theta)$$

em que  $w_{ij}$  é o peso da distância entre os sítios  $i$  e  $j$ ;  $\alpha_{ij}$  é o ângulo entre os sítios  $i$  e  $j$  e  $\theta$  é o ângulo direcional fixado.

Para realizar as análises estatísticas, foi utilizado o pacote estatístico R Development Core Team (2009).

## 4.2 Resultados e discussão

Na Tabela 2 são apresentadas as estatísticas descritivas, média ( $\bar{x}$ ) e variância ( $s^2$ ) da população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro. Nos meses de fevereiro, março e abril de 2005, não foram encontradas lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro, o que pode ser explicado pelos altos índices de precipitação pluviométrica (Figura 2) nos meses anteriores, aliado ao pequeno tamanho do cafeeiro,

por se tratar de uma lavoura em formação. Verifica-se também que as maiores populações ocorreram nos meses de outubro/2005 e setembro/2006. De acordo com Lomeli-Flores (2007), o estado fisiológico e as características de crescimento do cafeeiro, em função de sua nutrição, aliados a fatores ambientais, podem estar relacionados com o ataque de bicho-mineiro do cafeeiro.

TABELA 2 Média ( $\bar{x}$ ) e variância ( $s^2$ ) amostrais para população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro amostradas de 35 cafeeiros.

Mês	$\bar{x}$	$s^2$	Mês	$\bar{x}$	$s^2$	Mês	$\bar{x}$	$s^2$
dez/04	0,54	1,37	ago/05	6,09	27,20	abr/06	3,11	19,93
jan/05	0,03	0,03	set/05	18,37	76,01	mai/06	2,14	7,60
fev/05	-	-	out/05	50,60	1858,72	jun/06	2,43	7,19
mar/05	-	-	nov/05	7,57	179,61	jul/06	6,63	31,24
abr/05	-	-	dez/05	0,86	1,77	ago/06	9,69	20,75
mai/05	0,4	0,95	jan/06	0,46	0,67	set/06	25,37	488,36
jun/05	0,29	0,97	fev/06	1,60	6,95	out/06	19,23	392,48
jul/05	1,34	5,94	mar/06	16,94	115,94			

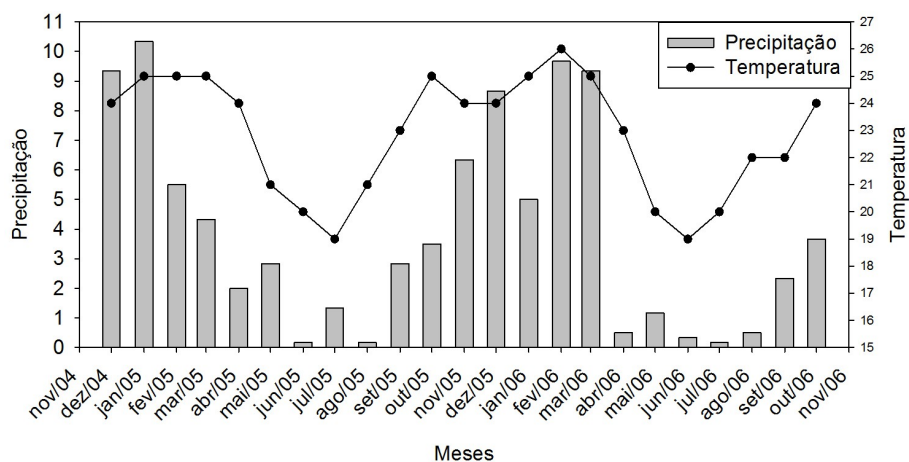


FIGURA 2 Valores médios de temperatura e precipitação em Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006.

Os valores do índice de Morisita para a população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro são apresentados na Figura 3. Para os meses de janeiro, fevereiro, março, abril e junho de 2005, não foi possível obter o índice de Morisita, devido ao baixo nível da população (Tabela 2). Nos demais meses, o índice de Morisita, bem como o seus respectivos intervalos de confiança, apresentou valores acima de 1, indicando agrupamento da população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro.

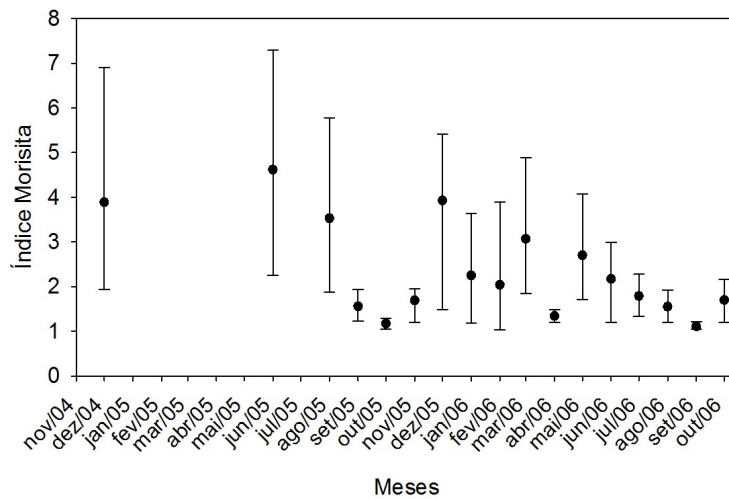


FIGURA 3 Índice de Morisita  $I$  (círculo) com respectivo intervalo a 95% de confiança (barras) para a população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro amostradas de 35 cafeeiros.

Resultados diferentes foram obtidos por Avelar (2008) ao analisar a distribuição espacial do bicho-mineiro do cafeeiro por meio das variáveis número de folhas minadas, minas novas e minas predadas. Segundo este autor não foi possível identificar uma tendência temporal para a distribuição espacial das variáveis e observou-se que meses que apresentaram agrupamentos espaciais aparecem intercalados com meses que apresentaram distribuições espaciais regulares ou aleató-

rias. Para Michereff (2000) a distribuição agregada das lagartas é favorecida pelas características de postura do bicho-mineiro do cafeeiro. Este inseto, embora apresente postura isolada, pode colocar vários ovos por folha, dependendo da pressão populacional e da oferta de folhas.

Utilizando-se os correlogramas direcionais exemplificados na Figura 4, obteve-se o comportamento espacial das lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro. Para os meses de fevereiro, março e abril de 2005, não foi calculado o correlograma direcional, devido à falta de lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro (Tabela 2). Assim, verificou-se que somente os meses de agosto, setembro e outubro de 2005 e março e setembro de 2006 apresentaram comportamento isotrópico (Tabela 3) e, nos demais meses, verificou-se uma estrutura de correlação dependente da direção, ou seja, comportamento anisotrópico. No entanto, segundo Alves (2008), no mês de maio de 2005 a distribuição espacial foi isotrópica para as variáveis folhas minadas, minas novas e minas predadas.

TABELA 3 Tipo de padrão de correlação espacial da população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro amostradas de 35 cafeeiros, nos meses de dezembro de 2004 e 2005

Mês	Comportamento	Mês	Comportamento	Mês	Comportamento
dez/04	Anisotrópico	ago/05	Isotrópico	abr/06	Anisotrópico
jan/05	Anisotrópico	set/05	Isotrópico	mai/06	Anisotrópico
fev/05	-	out/05	Isotrópico	jun/06	Anisotrópico
mar/05	-	nov/05	Anisotrópico	jul/06	Anisotrópico
abr/05	-	dez/05	Anisotrópico	ago/06	Anisotrópico
mai/05	Anisotrópico	jan/06	Anisotrópico	set/06	Isotrópico
jun/05	Anisotrópico	fev/06	Anisotrópico	out/06	Anisotrópico
jul/05	Anisotrópico	mar/06	Isotrópico		

A maioria dos meses em que o comportamento anisotrópico ocorre coincide com os maiores valores do índice de Morisita, com exceção do mês de julho de 2006 (Tabela 3). De acordo com Fortin & Dale (2005), existem vários pro-

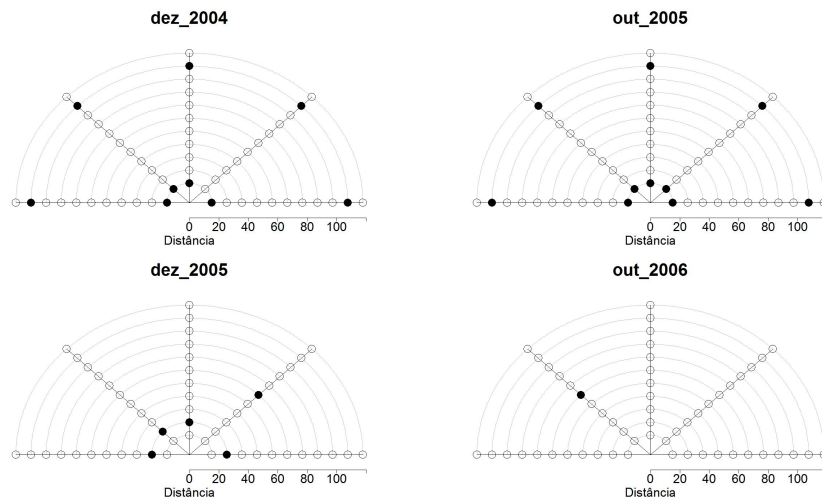


FIGURA 4 Correlogramas direcionais para a população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro amostradas de 35 cafeeiros, nos meses de dezembro de 2004 e 2005, outubro de 2005 e 2006. Círculos brancos ausência de correlação, círculos pretos correlação positiva.

cessos ecológicos que podem gerar padrões espaciais que variam com a direção, resultando em agregados. Dessa forma, a relação entre o índice de Morisita e o comportamento anisotrópico se deve ao fato de que valores maiores do índice indicam que os indivíduos se encontram apenas em algumas regiões específicas da área de estudo.

Numa análise geral, comparando-se os resultados de Alves (2008) e de Avelar (2008) com os obtidos neste trabalho, conclui-se que, dependendo da variável considerada para determinar o padrão espacial do bicho-mineiro do cafeeiro, diferentes resultados podem ser obtidos.

## **5 Modelagem via autômatos celulares para análise da distribuição espacial do bicho-mineiro do cafeeiro**

### **5.1 Modelo Penna adaptado à biologia do bicho-mineiro do cafeeiro**

O modelo Penna (Penna, 1995) é um modelo de bit string para dinâmica de populações com idade estruturada que fundamenta-se na teoria de acúmulo de mutações. Devido à fácil e eficiente implementação em computadores, permite modificações de forma a simular características muito especiais ou interações. Atualmente, é possível encontrar, na literatura especializada, grande quantidade de trabalhos baseados nesse modelo, tais como: simulação do efeito da mudança da temperatura sobre populações biológicas (Stauffer & Arndt, 2005), simulação da dinâmica populacional do pulgão-do-algodoeiro (Giarola et al., 2006), simulação de modelo presa-predador baseado em inteligência (He et al., 2007) e simulação da interação do pulgão-do-algodoeiro e seu parasitoide (Souza et al., 2009).

A versão sexuada do modelo Penna foi introduzida por Bernardes (1996). Oliveira et al. (2008) utilizaram esta versão para simular a evolução temporal de uma população de bicho-mineiro do cafeeiro submetida a diferentes temperaturas. Para tal, foram feitas adaptações ao modelo Penna, de acordo com as características biológicas desse inseto. A seguir, é descrito o modelo adaptado à biologia do bicho-mineiro.

A população é constituída de indivíduos diploides, sendo 50% machos e 50% fêmeas, com genótipos representados por quatro palavras computacionais de 64 bits, dispostas em duas tiras em paralelo (uma herdada da mãe e a outra herdada do pai). Em que cada bit em paralelo representa um dia de vida. Assim, cada indivíduo pode, então, viver no máximo, até a idade de 127 dias.

Após ter alcançado a idade mínima de reprodução  $R$ , a fêmea escolhe,



aleatoriamente, um macho com idade igual ou maior que  $R$  para gerar  $B$  ovos. Durante todo o período de vida, a fêmea é fecundada uma única vez. Ao modelo tradicional foram acrescentados os períodos de pré-oviposição ( $\gamma$ ) e oviposição ( $\beta$ ). O primeiro estabelece o período que antecede o início da postura de ovos pela fêmea fecundada. O segundo se refere ao período durante o qual irão ocorrer as posturas, compreendendo o intervalo entre a primeira e a última postura. A cada dia desse período, a fêmea põe  $b$  ovos, sendo

$$b = \frac{B}{\beta}. \quad (5)$$

A obtenção do genótipo dos futuros filhos ocorre da mesma forma que no modelo tradicional, por meio do cruzamento e da recombinação das tiras dos pais. Primeiro, é efetuada uma operação denominada *crossing over*, em que o genótipo da mãe é cortado em uma posição aleatória, produzindo quatro partes. Duas partes complementares, pertencentes a tiras diferentes, são escolhidas para dar forma a dois gametas femininos. Um deles é selecionado aleatoriamente para ser passado ao filho. O mesmo ocorre com o genótipo do pai, gerando o gameta masculino que irá compor a segunda tira do genótipo do filho. Após isso,  $M$  mutações deletérias são introduzidas aleatoriamente, sendo cada mutação introduzida em apenas um dos gametas, ou seja, com probabilidade de 50% de ser introduzida no gameta da mãe ou do pai. Assim, o genótipo do filho é o resultado da união dos dois gametas e o sexo é aleatoriamente escolhido, com 50% de chance para cada um.

O genótipo contém informações de quando o efeito de uma mutação deletéria estará presente (bit setado em 1) ou não (bit setado em 0), durante toda a vida do indivíduo. Se, na idade  $i$  da vida do indivíduo o  $i$ -ésimo bit no genótipo for 1, ele sofrerá os efeitos de uma mutação deletéria naquela e em todas as etapas seguintes da sua vida. Para a contagem do número de mutações deletérias ativas até a

idade atual, todas as posições no genótipo são consideradas recessivas, isto é, uma mutação deletéria é efetiva somente se aparecer 1 em posições correspondentes de ambas as tiras em paralelo. Assim, se o indivíduo possuir um número de mutações deletérias menor que o limiar  $T$ , então, o indivíduo sobreviverá com uma probabilidade dada pelo fator de Verhulst, que modela as restrições ambientais, tais como espaço e alimento. Esta probabilidade é dada por:

$$P(t) = 1 - \frac{N_t}{N_{max}}, \quad (6)$$

sendo  $N_t$  o tamanho da população no tempo  $t$  e  $N_{max}$  a capacidade de carga do ambiente. Os indivíduos que estiverem na fase de ovo não sofrem ação deste fator, morrendo apenas pelo acúmulo de mutações deletérias. Após todos os indivíduos terem sido testados para reprodução, envelhecimento e morte, uma etapa temporal é concluída.

## 5.2 Metodologia

A evolução espaço-temporal de uma população de bicho-mineiro do cafeeiro em condições de campo foi representada em um autômato celular, no qual cada célula em uma rede quadrada  $n \times n$  é chamada de sítio. A vizinhança de cada sítio foi definida segundo a regra de von Neumann, em que os primeiros vizinhos de um sítio são os quatro sítios mais próximos: os dois vizinhos laterais, o acima e o abaixo. Quando se pretende minimizar os efeitos de borda e o tamanho finito do ambiente, costumam-se utilizar condições periódicas de contorno. Neste trabalho, ao contrário, consideramos condições não periódicas. Com o objetivo de verificar a influência do tamanho do autômato celular nestas condições, consideramos autômatos de dimensões  $6 \times 6$ ,  $8 \times 8$ ,  $16 \times 16$ ,  $32 \times 32$  e  $64 \times 64$ . A dinâmica temporal em cada sítio seguiu as regras do modelo Penna adaptado à biologia do

bicho-mineiro do cafeeiro, como proposto por Oliveira et al. (2008).

Antes de distribuir a população na rede, realizou-se uma simulação com 30.000 etapas temporais à temperatura constante de  $18^{\circ}C$ , sendo esta a menor temperatura encontrada no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006. Posteriormente, todos os sítios foram ocupados com o mesmo número de indivíduos "diplóides" (50% machos e 50% fêmeas) em estrutura etária estável.

Para simular a dinâmica espaço-temporal, foram considerados dados de temperatura e precipitação obtidos da estação climatológica instalada na área experimental, no município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006. Os valores médios mensais de temperatura e precipitação assumiram os valores apresentados na Figura 2. As simulações correspondentes ao período de dezembro de 2004 a outubro de 2006 (690 etapas temporais) foram realizadas considerando diferentes situações. Em relação à postura dos ovos, duas situações foram consideradas, uma em que a fêmea realiza postura dos ovos com probabilidade de 100% independente da temperatura (oviposição não diferenciada), e outra em que a probabilidade de postura depende da temperatura (oviposição diferenciada). No geral, as situações foram as seguintes:

- situação 1 - temperatura variável a cada 30 dias, sem morte por precipitação e probabilidade de oviposição não diferenciada;
- situação 2 - temperatura variável a cada 30 dias, sem morte por precipitação e probabilidade de oviposição diferenciada;
- situação 3 - temperatura variável a cada 30 dias, com morte por precipitação e probabilidade de oviposição não diferenciada;
- situação 4 - temperatura variável a cada 30 dias, com morte por precipitação e probabilidade de oviposição diferenciada.

Como a temperatura varia com o tempo, os parâmetros do modelo Penna dependentes da temperatura assumiram valores de acordo com as seguintes equações (Oliveira et al., 2008):

$$R(\theta) = 32458,90e^{-0,35\theta} + 17,28 \quad (7)$$

$$\epsilon(\theta) = 1471,11e^{-0,27\theta} + 3,67 \quad (8)$$

$$\varepsilon(\theta) = 1478,10e^{-0,25\theta} + 8,83 \quad (9)$$

$$\gamma(\theta) = 51,98e^{-0,14\theta} \quad (10)$$

$$B(\theta) = 86,28e^{-0,09(\theta-25)^2} \quad (11)$$

$$b(\theta) = 0,39\theta - 6,95 \quad (12)$$

$$\alpha(\theta) = 0,97e^{-0,03(\theta-26)^2} \quad (13)$$

sendo  $R$  a idade mínima de reprodução,  $\epsilon$  a duração da fase de ovo,  $\varepsilon$  a duração da fase de larva,  $\gamma$  o período de pré-oviposição,  $B$  a fecundidade total,  $b$  a fecundidade diária,  $\alpha$  a probabilidade de oviposição e  $\theta$  a temperatura. O período de pré-oviposição ( $\gamma$ ) e o número total de filhos ( $B$ ) assumiram valores correspondentes à temperatura em que a fêmea foi fecundada. Já os valores do número diário de ovos ( $b$ ) e duração da fase de ovo ( $\epsilon$ ) variaram a cada etapa temporal, de acordo com a temperatura.

Considerando que a precipitação é um fator climático que afeta a sobrevivência do bicho-mineiro do cafeeiro, um indivíduo da população pode morrer devido à precipitação com uma probabilidade dada por Oliveira et al. (2008) :

$$P_m(\rho) = 0.95(1 - e^{-0.0125*\rho}) \quad (14)$$

sendo  $P_m$  a probabilidade de morte e  $\rho$  a precipitação média diária.

Em cada etapa temporal, indivíduos com idade igual ou superior a  $R$  podem mudar de sítio de acordo com as seguintes regras:

- fêmeas que já copularam mudam para um sítio vizinho, escolhido aleatoriamente se a densidade de lagartas do sítio vizinho for menor que a do sítio onde ela se encontra;
- fêmeas que não copularam e machos mudam para um sítio vizinho, escolhido aleatoriamente, independente da densidade de lagartas dos sítios.

A cada etapa temporal foram calculados o índice de Morisita, considerando a variável número de lagartas (equação 1) e a taxa finita de aumento ( $\lambda_t$ ), de acordo com a expressão (Bernardes et al., 1998):

$$N_{t+1} = \lambda_t N_t \left[ 1 - \frac{N_t}{N_{max}} \right] \quad (15)$$

$$\lambda_t = \frac{N_{t+1}}{N_t \left[ 1 - \frac{N_t}{N_{max}} \right]} \quad (16)$$

em que  $N_t$  é o tamanho populacional na etapa temporal  $t$ .

Os outros parâmetros do modelo Penna, os quais independem da temperatura, assumiram, nas simulações, os seguintes valores:  $N_{i,j;0} = 100$  (tamanho inicial da população de cada sítio);  $N_{i,j;max} = 1000$  (população máxima de cada sítio);  $M = 4$  (número de mutações) e  $T = 4$  (limite de mutações deletérias).

### 5.3 Análise estatística

Utilizando as séries temporais do índice de Morisita, calcularam-se para cada mês (intervalo de 30 etapas temporais), o valor médio e o intervalo de confiança por meio da metodologia bootstrap com 1.000 amostras, de acordo com

Cheng & Holland (2004).

Utilizando-se o número de lagartas por sítio do último dia de cada mês, calculou-se o correlograma direcional de Moran, da mesma forma que para os dados experimentais (equação 2) nas direções  $0^\circ$ ,  $45^\circ$ ,  $90^\circ$ ,  $135^\circ$  e  $180^\circ$ . Os pesos foram atualizados segundo o método proposto por Rosenberg (2000). As coordenadas foram obtidas considerando que a menor distância entre sítios consecutivos da mesma linha e da mesma coluna é de 1 m.

No intuito de verificar a relação existente entre o índice de Morisita e a taxa de crescimento, foi realizado o teste de causalidade de Granger, considerando uma defasagem temporal, ou seja, foram ajustados os modelos:

$$\begin{aligned} I_t &= a\lambda_{t-1} + bI_{t-1} + u_{1t} \\ \lambda_t &= c\lambda_{t-1} + dI_{t-1} + u_{2t} \end{aligned}$$

Para verificar se as séries temporais do índice de Morisita e da taxa de crescimento são estacionárias, foi aplicado o teste de Dickey-Fuller. Quando as séries foram consideradas não-estacionárias, utilizou a série diferenciada de ordem 1, no teste de causalidade de Granger.

Para verificar quais das simulações mais se assemelha ao comportamento dos dados experimentais, foi realizada a análise de agrupamento considerando:

- o índice de Morisita para cada mês, utilizando o método hierárquico aglomerativo da ligação média, tendo como medida de dissimilaridade a distância de manhattan;
- a presença do comportamento anisotrópico transformado em variável binária (0,1) utilizando o método hierárquico aglomerativo da ligação média, tendo como medida de dissimilaridade a distância de Sokal

A determinação do método aglomerativo para cada análise foi feita por meio de comparação dos valores da correlação cofenética (Ferreira, 2008).

Para realizar as análises estatísticas, foi utilizado o pacote estatístico R Development Core Team (2009).

## **5.4 Resultados e discussão**

### **5.4.1 Flutuação populacional**

Nas Figuras 5 e 6 são apresentadas as flutuações populacionais de lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, considerando as quatro situações apresentadas na metodologia. Verifica-se que, para as duas situações que consideram apenas efeito da temperatura, a população de lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro apresenta dois picos populacionais no período de janeiro/abril, bem diferente do observado experimentalmente. Já nas duas situações que consideram efeito de temperatura e precipitação verifica-se que não foi possível reproduzir a mesma flutuação encontrada experimentalmente, mas ocorreu uma redução no tamanho da população nos meses chuvosos (dezembro a março), e somente na situação 3, o modelo foi capaz de reproduzir o pico populacional em outubro de 2005.

Desta forma, tem-se que a precipitação é um fator que reduz o crescimento populacional do bicho-mineiro do cafeeiro, regulando a população no período chuvoso do ano. A verificação da flutuação populacional é um fator importante na definição do padrão espacial, pois a abundância dos indivíduos pode determinar sua distribuição espacial (Andersen, 1991; Reid et al., 2006).

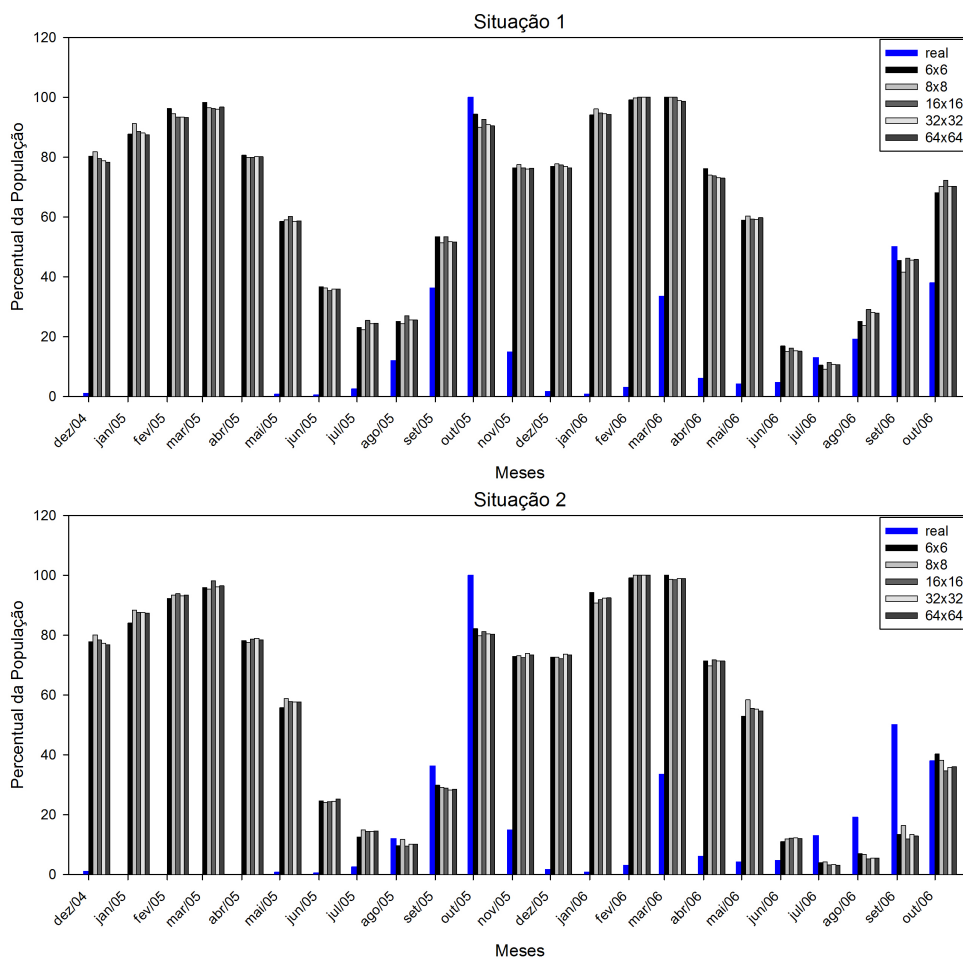


FIGURA 5 Flutuação populacional de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro do município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida experimentalmente e pela simulação, considerando temperatura variável com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 1) e diferenciada (situação 2).



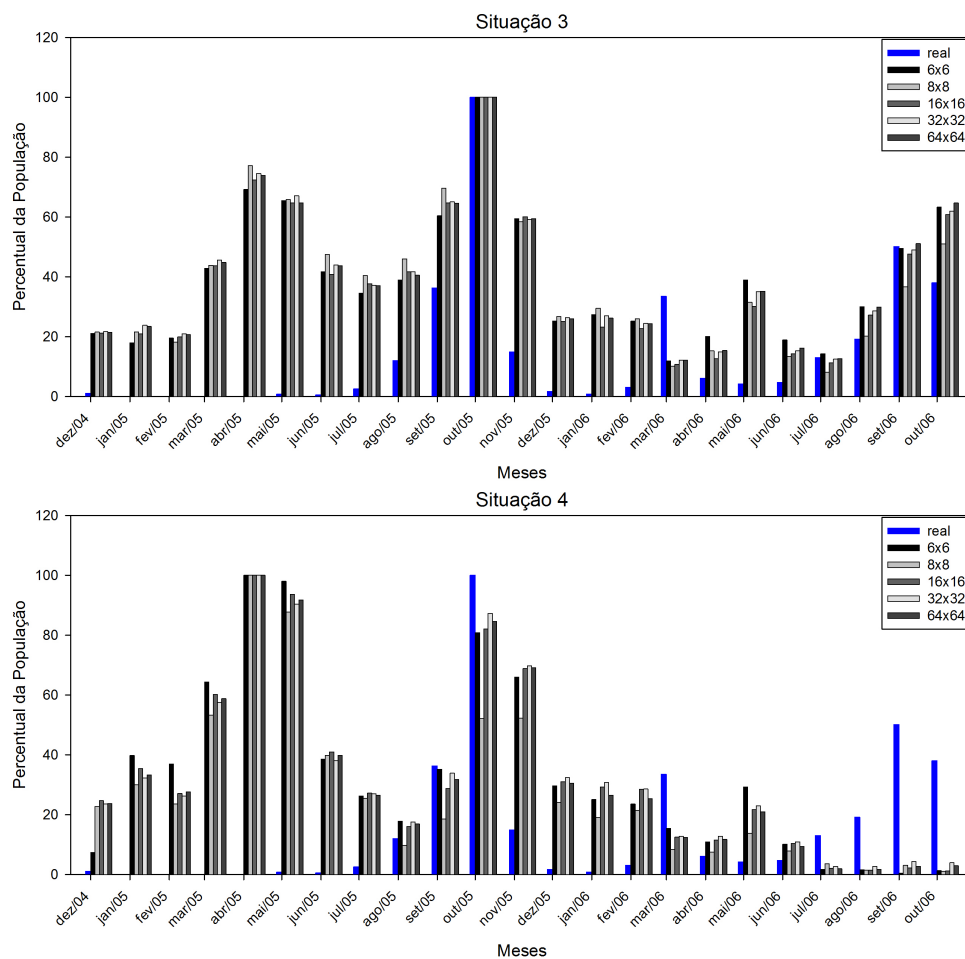


FIGURA 6 Flutuação populacional de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro do município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida experimentalmente e pela simulação, considerando temperatura variável e morte por precipitação com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 3) e diferenciada (situação 4).

### 5.4.2 Padrão espacial

Para as quatro situações, obtiveram-se os valores médios dos índices de Morisita da população de lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro, em todos os meses (Figuras 7 e 8), bem como o seu respectivo intervalo de confiança, tendo os mesmos apresentado valores maiores que 1. Dessa forma, verifica-se, que mesmo os picos populacionais distintos do experimental, a simulação reproduz o padrão espacial agregado observado experimentalmente (Figura 3), nas diferentes situações consideradas. Considerando o tipo de oviposição, observa-se que a oviposição diferenciada apresenta maior grau de agregação. Isso se deve ao fato de haver um menor número de indivíduos entrando na população, devido a uma menor oviposição. Nas situações em que se considerou a probabilidade de morte por precipitação, também verificou-se um aumento dos valores do índice de Morisita quando as situações tiveram apenas efeito de temperatura. Assim, verifica-se que a mortalidade ocasionada pela precipitação é um fator que aumenta a agregação da população de lagartas.

Nas Figuras 9 e 10, é apresentado a evolução temporal dos resultados obtidos pelos correlogramas direcionais de Moran, para distribuição espacial do último dia de cada mês nas simulações. Em relação aos meses do ano, o comportamento é bem variado, dependendo do tamanho do autômato. Em todas as situações a ocorrência do comportamento anisotrópico é mais freqüente nos autômatos menores ( $6 \times 6$ ,  $8 \times 8$ ,  $16 \times 16$ ). Este resultado é esperado, uma vez que os efeitos de borda são intensificados em redes menores. Em uma rede  $6 \times 6$ , por exemplo, mais de 50% dos sítios encontram-se nas bordas. Pode-se observar também que, reduzindo a oviposição (situação 2 e 4), com exceção do autômato  $6 \times 6$ , todos os demais tiveram um aumento no percentual de meses em que se observa o comportamento anisotrópico (Tabela 4). O fato de se considerar morte por precipitação também

ocasiona um aumento no percentual de meses em que esse comportamento ocorre.

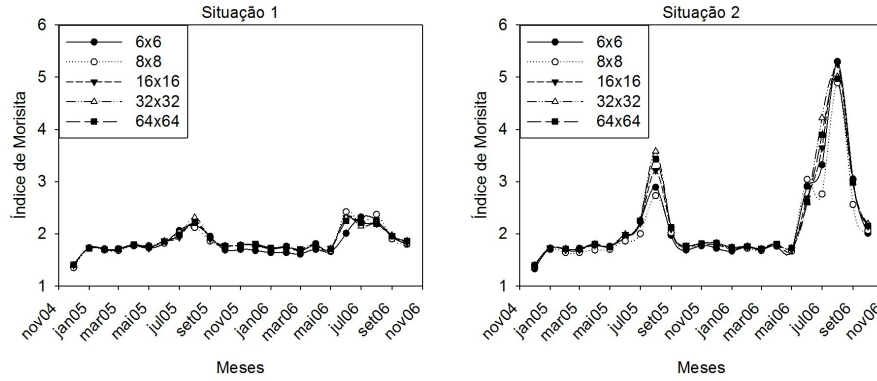


FIGURA 7 Evolução temporal do índice de Morisita para população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro do cafeeiro, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida pela simulação considerando temperatura variável com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 1) e diferenciada (situação 2).

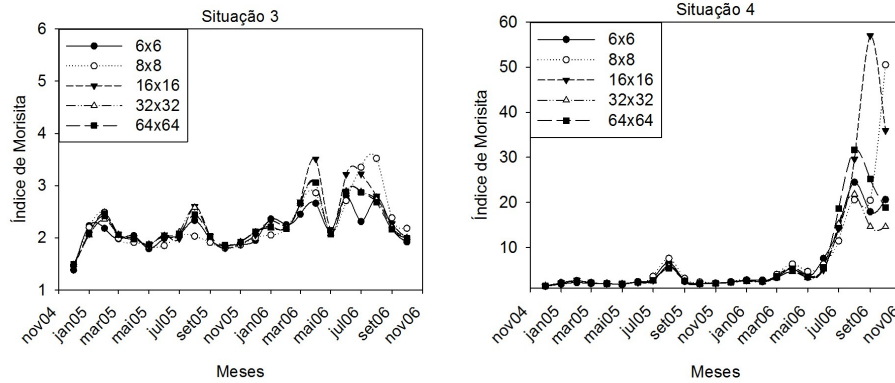


FIGURA 8 Evolução temporal do índice de Morisita para população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro do cafeeiro, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida pela simulação considerando temperatura variável e morte por precipitação com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 3) e diferenciada (situação 4).

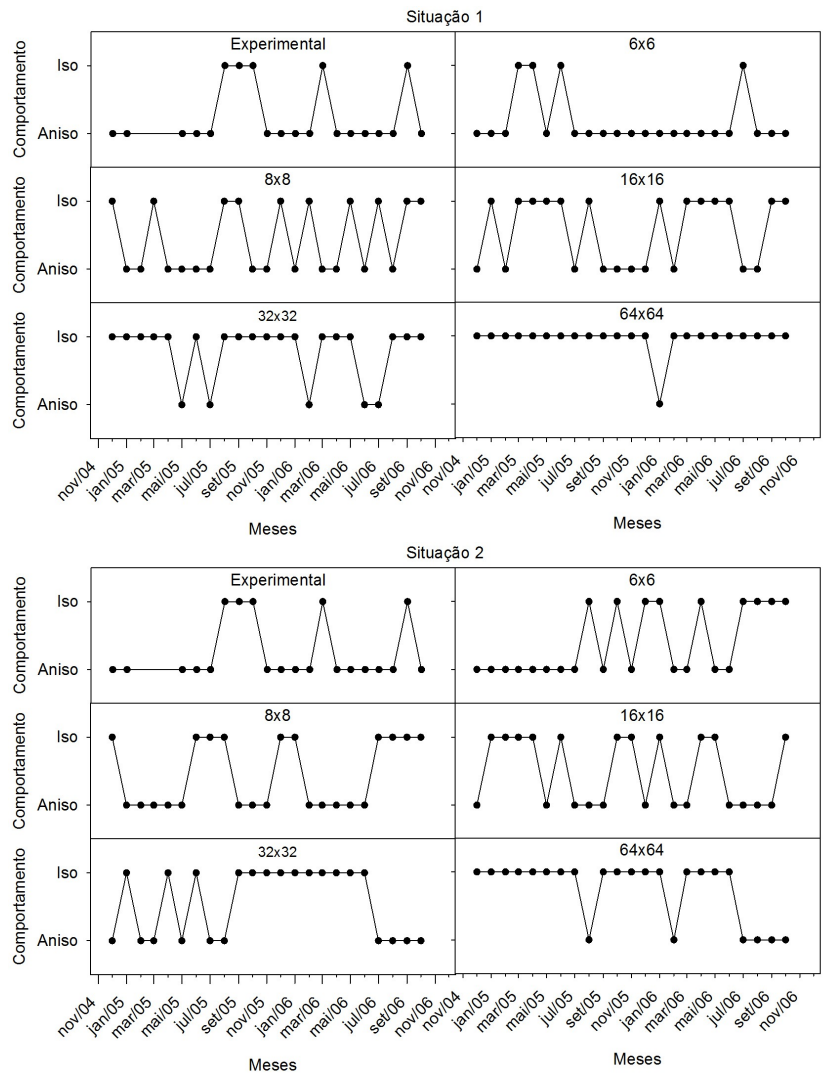


FIGURA 9 Evolução temporal do tipo de padrão de correlação espacial da população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida experimentalmente e pela simulação e considerando temperatura variável com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 1) e diferenciada (situação 2).

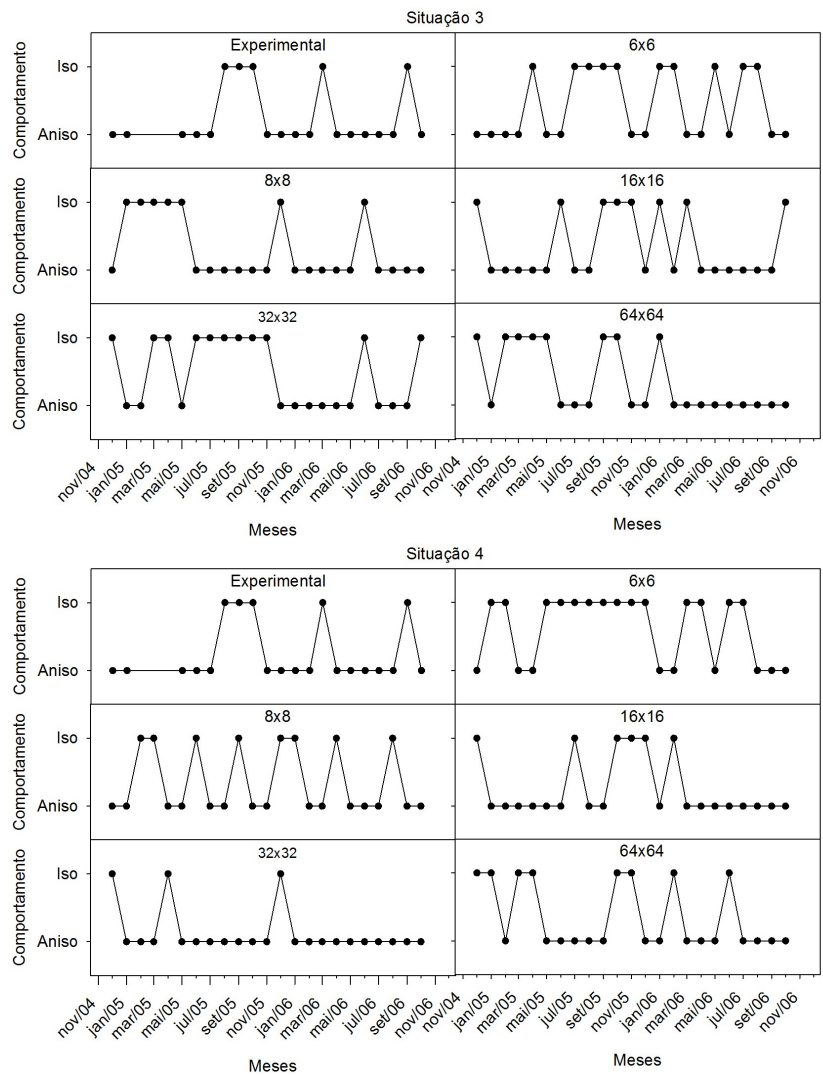


FIGURA 10 Evolução temporal do tipo de padrão de correlação espacial da população de lagartas de bicho-mineiro do cafeeiro, para o município de Santo Antônio do Amparo, MG, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006, obtida experimentalmente e pela simulação considerando temperatura variável e morte por precipitação com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 3) e diferenciada (situação 4).

TABELA 4 Percentual de meses em que se verificou o comportamento anisotrópico nas simulações, considerando temperatura variável com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 1) e diferenciada (situação 2) e considerando temperatura variável e morte por precipitação com probabilidade de oviposição não diferenciada (situação 3) e diferenciada (situação 4).

Autômato	Situação 1	Situação 2	Situação 3	Situação 4
6 × 6	82,61	60,87	56,52	60,87
8 × 8	56,52	56,52	69,57	65,22
16 × 16	43,48	52,17	65,22	73,91
32 × 32	21,74	43,48	52,17	86,96
64 × 64	4,35	26,09	65,22	65,22

### 5.4.3 Teste de Causalidade de Granger

Na Tabela 5 é apresentado o resultado do teste de causalidade de Granger para a relação temporal das séries do índice de Morisita e da taxa de crescimento nos autômatos 6 × 6, 8 × 8, 16 × 16, 32 × 32 e 64 × 64, considerando as quatro situações anteriormente descritas. Verifica-se que há uma causalidade bidirecional apenas na situação 3 (valor-p < 0.05), ou seja, os valores do índice de Morisita são mais bem explicados na presença da taxa de crescimento e vice-versa. Nas demais situações ocorreu causalidade unidirecional no sentido de que a taxa de crescimento causa o índice de Morisita. Dessa forma, verifica-se que mudanças na taxa de crescimento afetarão os valores futuros do índice de Morisita, em todas as situações consideradas, mas apenas na situação 3, o grau de agregação influenciará os valores futuros da taxa de crescimento e vice-versa.

TABELA 5 Valor-p para o teste de causalidade de Granger entre as séries temporais do índice de Morisita para largatas e taxa de crescimento para população de bicho-mineiro do cafeeiro, nas simulações considerando defasagem temporal de 1 ( $H_0$ : não existe causalidade).

Direção da causalidade	Autômato	Situação			
		1	2	3	4
$\lambda \rightarrow I$	6 × 6	0,0022	0,0302	0,0001	0,0033
	8 × 8	< 0,0001	< 0,0001	0,0073	0,0146
	16 × 16	< 0,0001	0,0001	< 0,0001	0,0131
	32 × 32	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,0002
	64 × 64	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,0049
$I \rightarrow \lambda$	6 × 6	0,9241	0,7060	0,0002	0,5610
	8 × 8	0,0576	0,1075	0,0435	0,1131
	16 × 16	0,0672	0,6837	0,0009	0,7027
	32 × 32	0,1291	0,6230	0,0012	0,4779
	64 × 64	0,1030	0,5792	0,0014	0,8978

#### 5.4.4 Análise de agrupamento

Nas simulações, foi possível apenas repetir o padrão agregado observado em condições de campo (Figura 3). Entretanto os valores obtidos para o índice de Morisita ficaram bem distintos do experimental e não acompanharam a evolução temporal dos dados experimentais. De acordo Reid et al. (2006), a formação do padrão agregado pode estar relacionada a várias condições da população, tais como taxa de reprodução, taxa de mortalidade, distribuição etária, entre outros, ou seja, todos os fatores que influenciam a taxa de crescimento da população. Este fato pode explicar a diferença observada entre os resultados da simulação e os dados experimentais. Assim, por meio da análise de agrupamento, verificou-se que os valores do índice de Morisita para os dados experimentais são bem distintos dos valores das simulações, considerando a probabilidade de oviposição diferenciada e com precipitação (situação 4), para qualquer tamanho do autômato celular (Figura 11). Já para as demais situações verifica-se um comportamento mais próximo do

experimental.

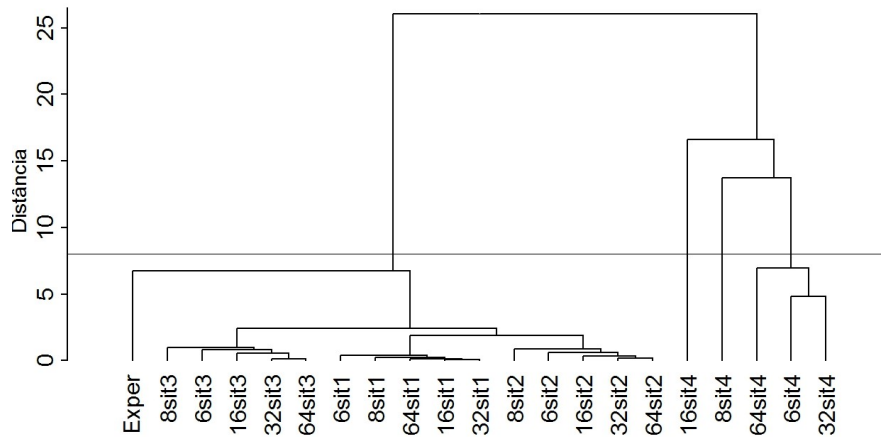


FIGURA 11 Dendrograma da análise de agrupamento para o índice de Morisita de cada mês, no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006

Da mesma forma que o índice de Morisita, o comportamento anisotrópico nas simulações não acompanhou a mesma evolução temporal do experimental. Na Figura 12 verifica-se que a simulação que ficou mais próxima do experimental é a do autômato  $16 \times 16$ , em que se considera a probabilidade de oviposição não diferenciada com precipitação (situação 3), que corresponde à situação em que se reproduz o pico populacional observado experimentalmente.



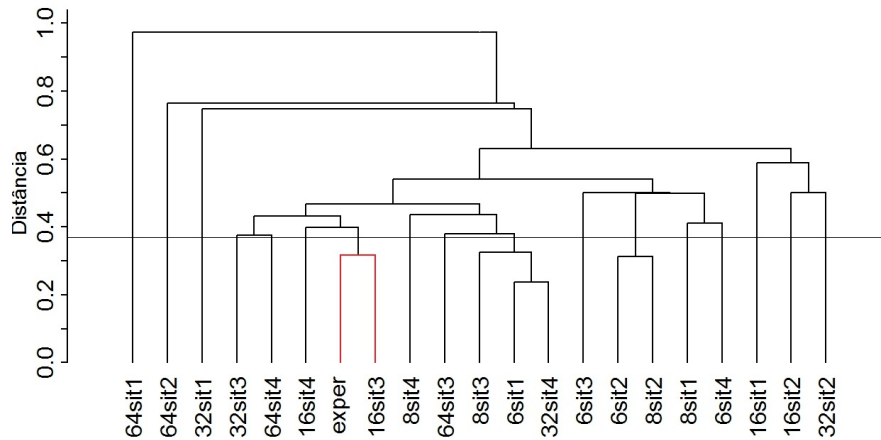


FIGURA 12 Dendrograma da análise de agrupamento para a presença do comportamento anisotrópico de cada mês no período de dezembro de 2004 a outubro de 2006

## 6 Conclusões

O modelo proposto, a partir de regras simples, é capaz de reproduzir o padrão espacial verificado experimentalmente. Entretanto, não consegue reproduzir a mesma variação temporal dos padrões espaciais, pois estes dependem do histórico da população em relação à sua distribuição espacial.

De acordo com os resultados obtidos, as lagartas do bicho-mineiro do cafeeiro apresentam um comportamento espacial agregado, com variabilidade espacial, na maioria dos casos, anisotrópica, ou seja, dependente da direção. Nas simulações verificou-se, que a formação deste padrão está relacionada aos fatores que influenciam a taxa de aumento da população (temperatura e precipitação), sendo influenciada pelo tamanho do autômato celular. Verifica-se, assim, que este inseto apresenta um padrão espacial complexo, altamente dependente das condições ambientais e das características de postura.

## 7 Referências bibliográficas

- ALVES, G.F. **Estudo da variabilidade espacial da ocorrência do bicho-mineiro do cafeeiro (leucoptera coffeella (guérin-menèveille, 1842)) em lavoura cafeeira (coffea arábica l.) orgânica em formação, usando geoestatística.** 2008. 130p. Dissertação (Mestrado em Estatística)-Universidade Federal de Lavras, Lavras.
- ANDERSEN, M. Properties of some density-dependent integrodifference equation models. **Mathematical and Biological Sciences**, Edinburgh, v.104, n.1, p.135-157, Apr. 1991.
- AVELAR, M.B.L. **Análise da agregação espacial do bicho-mineiro do cafeeiro do cafeeiro (Leucoptera coffeella (Guérin-Mèneville & Perrottet, 1842) (Lepidoptera:lyonetiidae)) em lavoura cafeeira (Coffea arabica l.) orgânica em formação.** 2008. 66p. Dissertação (Mestrado em Estatística)-Universidade Federal de Lavras, Lavras.
- BERNARDES, A.T. Strategies for reproduction and ageing. **Annalen der Physik**, Leipzig, v.5, n.6, p.539-550, Dec. 1996.
- BERNARDES, A.T.; MOREIRA, J.G.; SILVA, A.C. e. Simulation of chaotic behaviour in population dynamics. **The European Physical Journal B**, Les Ulis, v.1, n.3, p.393-396, Jan. 1998.
- CHENG, R.C.H.; HOLLAND, W. Calculation of confidence intervals for simulation output. **Transactions on Modeling and Computer Simulation**, New York, v.14, n.4, p.344-362, Aug. 2004.
- CRESSIE, N.A.C. **Statistics for spatial data.** New York: J.Wiley, 1993. 900p.
- ERMENTROUT, G.B.; EDELSTEIN-KESHET, L. Cellular automata approaches to biological modeling. **Journal of Theoretical Biology**, London, v.160, n.1, p.97-133, Feb. 1993.
- FERREIRA, D.F. **Estatística multivariada.** Lavras: UFLA, 2008. 662p.
- FORTIN, M.J.; DALE, M. **Spatial analysis.** Cambridge: Cambridge University, 2005. 365p.

GALLO, D.; NAKANO, O.; SILVEIRA NETO, S.; CARVALHO, C.; BAPTISTA, G.C.D.; BERTI FILHO, E.; PARRA, J.R.P.; ZUCCHI, R.A.; ALVES, S.B.; VENDRAMIM, J.D.; MARCHINI, L.C.; LOPES, J.R.S.; OMOTO, C. **Entomologia agrícola**. Piracicaba: FEALQ, 2002. v.2, 920p.

GIAROLA, L.T.P.; MARTINS, S.G.F.; COSTA, M.C.T. A computer simulation of aphid *Gossypii* insects using a penna ageing model. **Physica A-Statistical Mechanics and its Applications**, London, v.368, n.1, p.147-154, Jan. 2006.

HE, M.; PAN, Q.; WANG, Z. A prey-predator model of learning based on bit string with intelligence. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, London, v.377, n.1, p.131-137, Jan. 2007.

LIEBHOLD, A.; KOENIG, W.D.; BJØRNSTAD, O.N. Spatial synchrony in population dynamics. Annual **Review of Ecology, Evolution, and Systematics**, Palo Alto, v.35, n.1, p.467-490, 2004.

LOMELI-FLORES, J.R. **Natural enemies and mortality factors of the coffee leafminer *Leucoptera coffeella* (guérin-ménéville) (Lepidoptera: Lyonetiidae) in Chiapas, Mexico**. 2007. 203p. Tese (Doutorado em Entomologia)-Escola Nacional de Ciências Biológicas, Instituto Politécnico Nacional, México.

MICHEREFF, M.F.F. **Comportamento reprodutivo do bicho-mineiro-docafeeiro, *Leucoptera coffeella* (guérin-ménéville, 1842) (Lepidoptera: Lyonetiidae)**. 2000. 46p. Dissertação (Mestrado em Entomologia)-Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

NESTEL, D.; DICKSCHEN, F.; ALTIERI, M.A. Seasonal and spatial population loads of a tropical insect: the case of the coffee leaf-miner in Mexico. **Ecological Entomology**, London, v.19, n.2, p.159-167, Mar. 1994.

OLIVEIRA, A.C.S.; MARTINS, S.G.F.; ZACARIAS, M.S. Computer simulation of the coffee leaf miner using a sexual penna aging model. **Physica A-Statistical Mechanics and Its Applications**, London, v.387, n.2/3, p.476-484, Jan. 2008.

PARRA, J.R. **Biologia comparada de *Perileucoptera coffeella* (guérinménéville, 1842) (Lepidoptera-Lyonetiidae), visando ao seu zoneamento ecológico no estado de São Paulo**. 1981. 96f. Tese (Livro Docência em Entomologia)-Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba.

PENNA, T.J. A bit string model for biological aging. **Journal of Statistical Physics**, New York, v.78, n.5/6, p.1629-1633, Mar. 1995.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R**: a language and environment for statistical computing, reference index. Version 2.9.0. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2009. Disponível em: <<http://www.R0project.org>>.

REID, J.M.; BIGNAL, E.M.; BIGNAL, S.; MCCRAKEN, D.I.; MONAGHAN, P. Spatial variation in demography and population growth rate: the importance of natal location. **Journal of Animal Ecology**, Oxford, v.75, n.5, p.1201-1211, May 2006.

REIS, P.R.; SOUZA, J.C. Influência das condições de tempo sobre a população de insetos e acáros. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v.12, n.138, p.25-30, jun. 1986.

RENSHAW, E. **Modelling biological populations in space and time**. Cambridge: University of Cambridge, 1991. 403p.

ROSENBERG, M.S. The bearing correlogram: a new method of analyzing directional spatial autocorrelation. **Geographical Analysis**, Columbus, v.32, n.3, p.267-278, Mar. 2000.

SOUZA, A.; MARTINS, S.; ZACARIAS, M. Computer simulation applied to the biological control of the insect aphid *Gossypii* for the parasitoid *Lysiphlebus testaceipes*. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v.220, n.6, p.756-763, Mar. 2009.

SOUZA, J.C.; REIS, P.R.; RIGITANO, R.L.O. **Bicho mineiro**: biologia, danos e manejo integrado. Belo Horizonte: EPAMIG, 1998. 48p.

STAUFFER, D.; ARNDT, H. Simulation and experiment of extinction or adaptation of biological species after temperature changes. **International Journal of Modern Physics C: Computational Physics & Physical Computation**, Singapore, v.16, n.3, p.389-392, 2005.

VILLACORTA, A. Fatores que afetam a população de *perileucoptera coffeella* (Lepidoptera: Lyonetiidae) no norte do Paraná. In: CONGRESSO BRASILEIRO DO PESQUISAS CAFEIWEIRAS, 3., 1975, Curitiba. **Anais...** Curitiba: UFPR, 1975. p.76.

## ARTIGO 4

Simulação computacional da interação do ácaro *Tetranychus urticae* (Koch, 1836) e seu predador *Neoseiulus californicus* (McGregor, 1954) (Acari: Tetranychidae, Phytoseiidae)

Anderson Castro Soares de Oliveira<sup>a</sup>, Solange Gomes Faria Martins<sup>b</sup> e Mauricio Sergio Zacarias<sup>c</sup>

<sup>a</sup> Departamento de Estatística, Instituto de Ciências Exatas e da Terra, Universidade Federal de Mato Grosso, Av. Fernando Corrêa da Costa, nº 2367 - Bairro Boa Esperança, CEP: 78060-900, Cuiabá-MT

<sup>b</sup> Departamento de Ciências Exatas, Universidade Federal de Lavras, Caixa Postal 3037, CEP: 37200-000, Lavras-MG

<sup>c</sup> Embrapa Café/EcoCentro, EPAMIG/URSM Campus UFLA, Caixa Postal 176, CEP: 37200-000, Lavras-MG

Preparado de acordo com a normas do Periódico Ecological Modelling

## 1 Resumo

Neste trabalho, foram realizadas simulações computacionais utilizando o modelo Penna em sua versão sexuada, com o objetivo de estudar aspectos relativos à dinâmica populacional do ácaro *Tetranychus urticae* (Koch, 1836) e seu predador *Neoseiulus californicus* (McGregor, 1954). Para tal, foram feitas adaptações ao modelo, de acordo com as características biológicas desses ácaros obtidas na literatura científica. Inicialmente, foram realizadas simulações da dinâmica populacional de *T. urticae* e *N. californicus* em condições de laboratório, a diferentes temperaturas, obtendo-se o tamanho médio populacional, a taxa intrínseca média de crescimento e as curvas de sobrevivência. Os resultados indicam que a simulação é capaz de reproduzir características importantes relacionadas à dinâmica populacional tanto da praga como do predador. Em uma segunda etapa, foram realizadas simulações da interação presa-predador, com o objetivo de verificar os efeitos da estrutura etária e da proporção inicial do predador *N. californicus* na dinâmica de interação com sua presa *T. urticae* a diferentes temperaturas. Em todas as simulações realizadas, observou-se que o alto consumo do predador levou à extinção da população de presas. Também verificou-se que a liberação inundativa de grandes populações de ácaros predadores pode não ser uma boa alternativa.

## 2 Abstract

In this work were made computational simulations employing the Penna model in its sexual version, with the objective of studying dynamics aspects of the mite *Tetranychus urticae* (Koch, 1836) and of the predator *Neoseiulus californicus* (McGregor, 1954). In the simulations was employed the Penna model for aging biological in its sexual version, adapted according with the biological characteristics of these mites, from data experimental results in scientific literature. The results indicate that the model is able to efficiently reproduce the features important related to population dynamics of pest and predator. In a second step were made simulations predator-prey interactions, with objective verify the effects of age structure and the initial ratio of predator *N. californicus* in the dynamics of interaction with its prey *T. urticae* at different temperatures. In all the simulations was observed that high consumption of the predator led to extinction of the population of prey. It was found that the release inundative large populations of predatory mites may not be a good alternative.

### 3 Introdução

O ácaro-rajado, *Tetranychus urticae* (Koch, 1836) (Acari: Tetranychidae), é um aracnídeo cosmopolita e polífago que se alimenta de várias espécies de plantas, tais como algodão, berinjela, feijão, macã, mamão, mandioca, morango, pê-sego, rosa, fumo, lúpulo e tomate. Devido a suas severas infestações é considerado o ácaro fitófago de maior nocividade para a economia mundial (Flechtmann, 1983; Gallo et al., 2002).

Os principais inimigos naturais do ácaro-rajado são os ácaros da família Phytoseiidae. Desde a década de 1960 esta família tem atraído considerável atenção como agente de controle biológico de tetraniquídeos, em todo o mundo. Da família Phytoseiidae destacam-se *Phytoseiulus persimilis* Athias-Henriot, 1954 e o *Neoseiulus californicus* (McGregor, 1954), como os ácaros predadores mais comercializados para fins de controle biológico, devido à sua alta eficiência no controle da praga (Flechtmann, 1975; Gerson et al., 2003; Moraes et al., 2004).

A ocorrência do ácaro-rajado está intimamente relacionada às condições climáticas, sendo a sua população regulada, principalmente, pela interação entre a umidade do ambiente e a temperatura. Ambientes com temperaturas elevadas e baixa umidade relativa do ar apresentam condições ideais para o seu desenvolvimento. A precipitação pluviométrica pelas batidas das gotas de chuva nas folhas das plantas e também o vento podem causar um impacto significativo na população dos ácaros. No entanto, este fato não é responsável por queda considerável da população de ácaros tetraniquídeos (Flechtmann, 1983; Bounfour & Tanigoshi, 2001; Kasap, 2004).

No contexto do Manejo Integrado de Pragas, a tomada de decisão é um aspecto chave e básico sobre a necessidade ou não de alguma ação de controle, com



base nas populações das pragas e nas populações de seus inimigos naturais. Assim, o conhecimento dos processos que regulam a dinâmica populacional da praga, tais como seu ciclo de vida, a flutuação populacional e o número de gerações, são fundamentais.

Modelos matemáticos e computacionais são ferramentas importantes para prever, avaliar e compreender a dinâmica das populações de pragas em uma variedade de condições ambientais e de ações de manejo. Esses modelos são especialmente úteis para se prever a eficácia de métodos não químicos de controle e permitem que diferentes estratégias possam ser comparadas. Modelos que visam descrever a dinâmica das pragas (Sá Martins & Racco, 2001; Giarola et al., 2006; Oliveira et al., 2008), bem como sua interação com inimigos naturais (Hance & Impe, 1999; Souza et al., 2009), têm sido utilizados para capturar a essência da dinâmica de um sistema e seus princípios gerais de maneira qualitativa.

Neste contexto, dada a importância de entender a dinâmica populacional de *T. urticae* bem como sua interação com o predador *N. californicus*, propõe-se, neste trabalho, um modelo para a dinâmica populacional de ambas as espécies e para a interação presa-predador entre elas, utilizando dados experimentais relatados. Com relação à interação presa-predador, a razão entre as populações iniciais de predador e presa tem importante efeito sobre a dinâmica (Greco et al., 2005). Dessa forma, investigar os efeitos da proporção inicial de predadores na dinâmica de interação do predador *N. californicus* e sua presa *T. urticae* é muito importante para desenvolver protocolos em controle biológico. Além disso, outro aspecto importante a ser analisado é a influência da estrutura inicial de idades sobre a dinâmica de interação. Assim, considerando a necessidade de uma estrutura etária, utilizou-se o modelo Penna na versão sexuada (Bernardes, 1996; Stauffer et al., 1996).

Este artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2, uma breve descrição do modelo Penna; na seção 3, apresentam-se dados experimentais relativos a *T. urticae*, o modelo proposto para sua dinâmica e os resultados obtidos; na seção 4, apresentam-se dados experimentais relativos a *N. californicus*, o modelo proposto para sua dinâmica e resultados obtidos; na seção 5, apresentam-se dados experimentais relativos a predação de *T. urticae* por *N. californicus*, o modelo proposto para dinâmica presa-predador e resultados obtidos e na seção 6 são apresentadas as conclusões.

#### 4 Modelo Penna

O modelo Penna (Penna, 1995) é um modelo de bit string para a dinâmica de populações com idade estruturada que se fundamenta na teoria de acúmulo de mutações. É de fácil e eficiente implementação em computadores, o que permite modificações de forma a simular diferentes características e interações. Atualmente, é possível encontrar, na literatura especializada, grande quantidade de trabalhos baseados nesse modelo, tais como: simulação do efeito da mudança da temperatura sobre populações biológicas (Stauffer & Arndt, 2005), simulação da dinâmica populacional do pulgão-do-algodoeiro (Giarola et al., 2006), simulação de modelo presa-predador baseado em inteligência (He et al., 2007), simulação da dinâmica do bicho-mineiro do cafeeiro em condições de laboratório e de campo (Oliveira et al., 2008) e simulação da interação do pulgão-do-algodoeiro e seu parasitóide (Souza et al., 2009).

A versão sexuada do modelo Penna foi proposta por Bernardes (1996). A população é dividida em machos e fêmeas e cada indivíduo é definido como um organismo diploide cujos genótipos são representados por duas sequências de  $B$

bits que são lidas em paralelo. Uma das sequências de bits contém a informação genética herdada da mãe, e a outra, do pai.

O genótipo contém informações de quando o efeito de uma mutação deletéria estará presente (bit setado em 1) ou não (bit setado em 0), durante toda a vida do indivíduo. Se, na idade  $i$  da vida do indivíduo, o  $i$ -ésimo bit no genótipo for 1, ele sofrerá os efeitos de uma mutação deletéria naquela e em todas as etapas seguintes da sua vida. Um indivíduo certamente morrerá quando o número de mutações deletérias até a sua idade atual atingir um limiar  $T$ . Para contagem do número de mutações ativas, é necessário estabelecer se uma dada posição do genótipo é dominante ou recessiva. Assim, se uma dada posição no genótipo for dominante, para efeito de contagem, basta que 1 apareça em somente uma das palavras em paralelo, caso contrário, se for recessivo, é necessário que apareça 1 em ambas as palavras em paralelo.

Existem pelo menos duas estratégias para determinar se uma dada posição é dominante ou não. Segundo Bernardes (1996), cada posição tem uma probabilidade  $h$ , previamente definida de ser dominante, variando no intervalo  $(0, 1)$ . Na versão de Stauffer et al. (1996), é criada uma palavra extra, contendo bits 1 somente nas posições dominantes escolhidas aleatoriamente, no início da simulação.

Apenas as fêmeas que tiverem idade igual ou superior à idade mínima de reprodução,  $R$ , podem gerar  $b$  filhos. Assim, uma fêmea apta à reprodução acasala-se com um macho com idade igual ou superior a  $R$ . O genótipo do filho é construído por meio do cruzamento e da recombinação das tiras dos pais. Inicialmente é efetuada uma operação denominada *crossing over*, em que o genótipo da mãe é cortado em uma posição aleatória, produzindo quatro tiras. Duas partes complementares, pertencentes a palavras computacionais diferentes, são escolhidas para dar forma a dois gametas femininos. Um deles é selecionado aleatoriamente para

ser passado ao filho. O mesmo ocorre com o genótipo do pai, gerando o gameta masculino que irá compor a segunda palavra computacional do genótipo do filho. Após isso,  $M$  mutações deletérias são introduzidas aleatoriamente. Assim, o genótipo do filho é o resultado da união dos dois gametas e o sexo é aleatoriamente escolhido, com 50% de chance para cada um.

No modelo Penna, cada indivíduo da população passa pelos seguintes passos: nascimento, reprodução, envelhecimento e morte. Para evitar a explosão populacional, é incluído um fator de regulação do tamanho da população, denominado fator de Verhulst, que modela as restrições ambientais, tais como espaço e alimento. Assim, o indivíduo que não tiver morrido pelo acúmulo de mutações poderá envelhecer e sobreviver à etapa temporal seguinte, com uma probabilidade dada por:

$$P(t) = 1 - \frac{N(t)}{N_{max}}, \quad (1)$$

sendo  $N(t)$  o tamanho da população no tempo  $t$  e  $N_{max}$  a capacidade de carga do ambiente.

## **5 Simulação computacional da dinâmica populacional de *T. urticae* a diferentes temperaturas**

### **5.1 Aspectos biológicos e comportamentais**

O ciclo de vida de *T. urticae* inclui as seguintes fases: ovo, larva, protoninfa, deutoninfa e adulto; a partir da fase de larva, o ácaro já provoca danos às plantas. Estudos relativos à reprodução de *T. urticae* mostram que fêmeas fecundadas dão origem a fêmeas (indivíduos diploides) e fêmeas virgens reproduzem-se por partenogênese arrenótoca, dando origem a machos (indivíduos haploides). A razão sexual não é constante, podendo variar em função da qualidade nutricional

do hospedeiro e de alterações na densidade populacional (Flechtmann, 1983; Helle & Sabelis, 1985).

Várias pesquisas já foram realizadas no intuito de descrever a biologia do ácaro-rajado. Bounfour & Tanigoshi (2001), Kasap (2004) e Bertollo (2007), em estudos com diferentes plantas hospedeiras, demonstraram que o tempo de desenvolvimento decresce com o aumento da temperatura, sendo este o principal fator ambiental para variações no seu ciclo de vida.

Em condições de laboratório, Bertollo (2007) avaliou o efeito das temperaturas de 15, 20, 25 e 30°C na biologia de *T. urticae* alimentado com folhas de soja. Para cada temperatura este autor, avaliou a duração das fases do ciclo de vida, bem como a tempo de desenvolvimento (duração da fase de ovo a adulto), o tempo de pré-oviposição, o tempo de oviposição, a fecundidade (Tabela 1) e a esperança de vida para adultos (Tabela 2). Para os indivíduos, adultos foram realizadas avaliações distintas em relação à cópula.

TABELA 1 Tempo de Desenvolvimento para fêmeas (*RF*) e machos (*RM*), duração da fase de ovo ( $\epsilon$ ), período de pré-oviposição ( $\gamma$ ), período de oviposição ( $\beta$ ), todos em dias, e fecundidade total (*B*) de *T. urticae*. Os índices 1 e 2 referem-se a indivíduos não-acasalados e acasalados, respectivamente (Bertollo, 2007).

	Temperatura			
	15°C	20°C	25°C	30°C
RF	29	17	8	7
RM	31	15	8	7
$\epsilon$	13	7	3	3
$\gamma_1$	5	2	2	1
$\gamma_2$	5	2	2	1
$\beta_1$	18	31	14	12
$\beta_2$	26	16	12	10
$B_1$	32	95	56	62
$B_2$	49	50	42	38

TABELA 2 Intervalo de 95% confiança para a longevidade, em dias, de fêmeas ( $\varphi$ ) e machos ( $\sigma$ ) adultos de *T. urticae* em relação à cópula. Os índices 1 e 2 referem-se a indivíduos não-acasalados e acasalados, respectivamente (Bertollo, 2007).

	Temperatura			
	15°C	20°C	25°C	30°C
$\varphi_1$	[39, 3; 55, 1]	[34, 8; 46, 8]	[17, 9; 22, 6]	[14, 2; 18, 0]
$\varphi_2$	[35, 3; 52, 1]	[17, 6; 25, 8]	[14, 3; 19, 7]	[10, 1; 14, 3]
$\sigma_1$	[14, 9; 52, 5]	[27, 5; 45, 3]	[16, 0; 34, 2]	[12, 9; 35, 3]
$\sigma_2$	[44, 1; 65, 1]	[24, 2; 34, 2]	[22, 4; 32, 2]	[9, 4; 15, 0]

Bounfour & Tanigoshi (2001) e Kasap (2004) avaliaram alguns parâmetros biológicos de *T. urticae* alimentado com framboesa e maçã, respectivamente. Os estudos foram conduzidos em laboratório, sob diferentes temperaturas. Entre os parâmetros avaliados, ambos mediram a razão sexual ( $rs$ ) e a taxa intrínseca de crescimento ( $rm$ ) (Tabela 3). Constatou-se que a temperatura de 30°C é a mais favorável ao desenvolvimento deste ácaro, pois apresenta o maior valor de  $rm$ .

TABELA 3 Razão sexual ( $rs$ ) e taxa intrínseca de crescimento ( $rm$ ) de *T. urticae*

		Temperatura				
		15°C	20°C	25°C	30°C	35°C
Bounfour & Tanigoshi (2001)	rs	0,65	0,63	0,65	0,63	-
Bounfour & Tanigoshi (2001)	rm	0,084	0,166	0,188	0,321	-
Kasap (2004)	rs	-	0,85	0,80	0,86	0,83
Kasap (2004)	rm	-	0,161	0,240	0,302	0,256

## 5.2 Modelo

Para simulação da dinâmica temporal de uma população de ácaro-rajado submetida a diferentes temperaturas constantes e com estrutura etária, foram utilizados o modelo Penna com as adaptações necessárias relativas à forma de reprodução da espécie e dados experimentais encontrados na literatura.

A população inicial foi constituída de 50% de machos haploides e 50% de fêmeas diploides. Os genótipos dos machos foram representados por duas palavras computacionais de 64 bits dispostas em uma tira e os genótipos das fêmeas foram representados por quatro palavras, dispostas em duas tiras em paralelo, cada qual contendo duas palavras computacionais de 64 bits. Cada indivíduo pode, então, viver, no máximo, até a idade de 127 dias. Para a contagem do número de mutações deletérias ativas nas fêmeas até a idade atual, consideraram-se todas as posições recessivas, isto é, uma mutação deletéria é efetiva somente se aparecer 1 em posições correspondentes de ambas tiras.

Em cada simulação, os indivíduos da população foram testados para reprodução, envelhecimento e morte. Após ter alcançado a idade mínima de reprodução  $RF$ , a fêmea encontra um macho com idade igual ou maior que  $RM$ , com probabilidade dada por:

$$\phi = \frac{N_{\sigma}}{N_{\varphi} + N_{\sigma}} \quad (2)$$

em que  $N_{\sigma}$  e  $N_{\varphi}$  são os números de machos e fêmeas aptos a reproduzir (fase adulta) na etapa atual. Dessa forma, se a fêmea encontrar um macho, reproduz sexuadamente e gera fêmeas e, se não encontrar, reproduz assexuadamente e gera machos.

Tanto as fêmeas acasaladas quanto as não-acasaladas geram  $B$  ovos. Ao modelo Penna foram acrescentados os períodos de pré-oviposição ( $\gamma$ ) e oviposição ( $\beta$ ). O primeiro estabelece o período que antecede o início da postura de ovos pela fêmea. O segundo se refere ao período durante o qual irão ocorrer as oviposições a cada postura. A cada dia desse período, a fêmea põe  $b$  ovos, sendo

$$b = \frac{B}{\beta} \quad (3)$$

Para cada temperatura, os parâmetros  $RF$ ,  $RM$ ,  $\gamma$ ,  $\beta$  e  $B$  assumiram valores de acordo com os dados experimentais apresentados na Tabela 1. Para a obtenção do genótipo dos futuros filhos, inicialmente é realizado cruzamento e recombinação das tiras que constituem o genótipo da mãe, dando origem a dois gametas. Em seguida, um dos procedimentos é adotado:

- se a mãe é fêmea não-acasalada, um dos gametas é selecionado para ser o genótipo do filho. Após isso cada mutação pode ser inserida com probabilidade de 50%, formando machos haploides. Neste caso os parâmetros  $\gamma$ ,  $\beta$  e  $B$  assumiram os valores  $\gamma_1$ ,  $\beta_1$  e  $B_1$ .
- se a mãe é fêmea acasalada, um dos gametas é selecionado para ser a primeira tira do genótipo da filha. A segunda tira é obtida da cópia do genótipo do pai. Cada mutação deletéria é introduzida em apenas uma das tiras, ou seja, com uma probabilidade de 50% de ser introduzida na oriunda da mãe ou do pai, dando origem a fêmeas diploides. Neste caso, os parâmetros  $\gamma$ ,  $\beta$  e  $B$  assumiram os valores  $\gamma_2$ ,  $\beta_2$  e  $B_2$ .

Os outros parâmetros do modelo, os quais independem da temperatura, assumiram os seguintes valores:

- $M = 1$ ;
- $T = 6$ ;
- $N_{max} = 100.000$  (capacidade de carga);
- $N_0 = 10.000$  (população inicial).

Com estes parâmetros, a dinâmica seguiu as regras simples do modelo Penna. As simulações foram realizadas em linguagem C, considerando 100.000



etapas temporais (dias). Para cada temperatura foram obtidas as curvas de sobrevivência e os valores médios do tamanho populacional, da taxa intrínseca de crescimento e da razão sexual, utilizando o método batch (subamostra) considerando  $k = 1000$  e  $n = 40$  (?). Para obtenção das curvas de sobrevivência e dos valores médios, foram desprezadas as primeiras 60.000 etapas temporais, tempo necessário para a população atingir estrutura etária estável.

Para construir as curvas de sobrevivência, a taxa de sobrevivência para cada idade  $j$  foi calculada a partir da equação

$$S_j = \frac{N_{j+1,t+1}}{N_{j,t}} \quad (4)$$

sendo  $S_j$  a taxa de sobrevivência dos indivíduos na idade  $j$ ;  $N_{j+1,t+1}$  o número de indivíduos com idade  $j + 1$  no tempo  $t + 1$  e  $N_{j,t}$  o número de indivíduos com idade  $j$  no tempo  $t$ .

A taxa intrínseca de crescimento ( $rm$ ) foi obtida de acordo com o modelo logístico discreto (Bernardes et al., 1998)

$$N_{t+1} = \lambda_t N_t \left[ 1 - \frac{N_t}{N_{max}} \right] \quad (5)$$

$$rm_t = \ln(\lambda_t) \quad (6)$$

sendo  $N_t$  o tamanho da população no tempo  $t$ ;  $N_{max}$  a capacidade de carga do ambiente e  $\lambda_t$  a taxa de aumento da população no tempo  $t$ .

Para a obtenção da razão sexual utilizou-se a expressão

$$\frac{\varphi_t}{\varphi_t + \sigma_t} \quad (7)$$

sendo  $\varphi_t$  o número de fêmeas e  $\sigma_t$  o número de machos no tempo  $t$ .

### 5.3 Resultados e discussão

Na Figura 1 são apresentadas as curvas de sobrevivência de *T. urticae* a diferentes temperaturas. Pode-se observar o decaimento da probabilidade de sobrevivência, o que indica o envelhecimento da população. Verifica-se que a longevidade varia com a temperatura e que as curvas de sobrevivência de fêmeas e machos apresentam diferenças significativas, como se verifica experimentalmente (Bertollo, 2007).

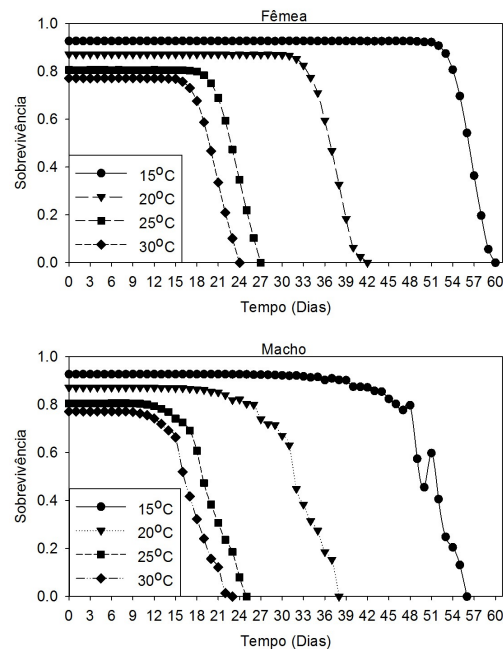


FIGURA 1 Curvas de sobrevivência de fêmeas e machos de *T. urticae*, para as diferentes temperaturas obtidas pelo modelo.

No entanto, não se verifica distinção na longevidades de indivíduos acasalados e não acasalados. Bertollo (2007) verificou que, apenas na temperatura de  $20^{\circ}\text{C}$ , as longevidades de fêmeas adultas foram diferentes entre indivíduos acasalados e não acasalados. Para machos, não há distinção em todas as temperaturas.

Este resultado pode ser observado na Tabela 2, pela sobreposição dos intervalos de confiança.

Na Tabela 4 são apresentadas as longevidades dos adultos de *T. urticae* para as diferentes temperaturas obtidas pelo modelo. Comparando com os resultados experimentais (Tabela 2), verifica-se que, para as fêmeas, os valores obtidos ficaram dentro do intervalo de confiança nas temperaturas de 20°C e 25°C, para as acasaladas, e nas temperaturas de 25°C e 30°C, para as não acasaladas. Já para os machos, isso ocorre nas temperaturas de 15°C, 25°C e 30°C, para os não acasalados.

TABELA 4 Longevidade, em dias, de fêmeas e machos adultos de *T. urticae* obtidas pelo modelo para diferentes temperaturas.

	Temperatura			
	15°C	20°C	25°C	30°C
♀	31	25	19	17
♂	25	23	17	16

Na Tabela 5 são apresentados os valores médios do tamanho da população ( $\bar{N}$ ), da taxa intrínseca de crescimento ( $r\bar{m}$ ) e da razão sexual ( $\bar{r}\bar{s}$ ), em que se observam diferenças significativas entre as quatro temperaturas. Verifica-se que a razão sexual decresce com o aumento da temperatura e seus valores ficaram mais próximos aos obtidos por Bounfour & Tanigoshi (2001) (Tabela 3). De acordo com Helle & Sabelis (1985), vários fatores bióticos e abióticos podem afetar a razão sexual de *T. urticae* e quanto mais alta a densidade populacional, mais próximo de 0,5 estará a razão sexual. Assim, o comportamento decrescente da razão sexual está diretamente relacionado ao aumento do tamanho da população com o aumento da temperatura.

Em relação à taxa intrínseca de crescimento, verifica-se que ela aumenta com o aumento da temperatura e que os valores obtidos (Tabela 5) para as di-

ferentes temperaturas ficaram próximas aos experimentais (Tabela 3). Entre as temperaturas testadas,  $30^{\circ}C$  é a mais apropriada para o desenvolvimento de *T. urticae*, pois apresenta os maiores valores médios para o tamanho populacional ( $\bar{N}$ ) e para a taxa intrínseca de crescimento  $\bar{r}_m$ , como evidenciado experimentalmente (Tabela 3).

TABELA 5 Valores médios do tamanho populacional ( $\bar{N}$ ), da taxa intrínseca de crescimento ( $\bar{r}_m$ ) e da razão sexual ( $\bar{r}_s$ ) (média  $\pm$  semiamplitude do intervalo de 95% confiança) de *T. urticae* obtidas pelo modelo.

	Temperatura			
	$15^{\circ}C$	$20^{\circ}C$	$25^{\circ}C$	$30^{\circ}C$
$\bar{N}$	7258,68 $\pm$ 52,37	12821,39 $\pm$ 45,46	19381,09 $\pm$ 33,27	22752,00 $\pm$ 27,12
$\bar{r}_m$	0,0754 $\pm$ 0,0006	0,1372 $\pm$ 0,0005	0,2154 $\pm$ 0,0004	0,2581 $\pm$ 0,0003
$\bar{r}_s$	0,7432 $\pm$ 0,0064	0,7382 $\pm$ 0,0022	0,6544 $\pm$ 0,0010	0,6208 $\pm$ 0,0008

## 6 Simulação computacional da dinâmica populacional de *N. californicus* a diferentes temperaturas

### 6.1 Aspectos biológicos e comportamentais

O ciclo de vida de *N. californicus* apresenta a fase de ovo, larva, protoninfa, deutoninfa e adulto. A sua forma de reprodução é sexuada com pseudoarrototoquia, ou seja, embora a fêmea precise ser fecundada para gerar descendentes machos e fêmeas, os embriões machos tornam-se haploides, pois seus ovos passam por um processo de perda do genoma paterno na fase inicial do desenvolvimento (McMurtry & Croft, 1997).

Em estudos relativos à biologia de *N. californicus* foi demonstrado que tanto a temperatura como a sua dieta influenciam seu desenvolvimento. Vasconcelos (2006) realizou um estudo com o objetivo de comparar os parâmetros biológicos deste predador alimentado com as presas *Tetranychus evansi* Baker &

Pritchard, 1960 e *T. urticae*. O estudo foi conduzido em laboratório a 15, 20, 25 e 30°C. Com relação ao *T. urticae* os parâmetros avaliados para o *N. californicus* foram a duração dos diferentes estágios imaturos, os parâmetros reprodutivos (Tabela 6) e a longevidade da fase adulta (Tabela 7). Os resultados deste estudo sugerem que *N. californicus* não pode ser considerado um bom predador para *T. evansi*, porém, é agente de controle promissor para *T. urticae*.

TABELA 6 Tempo de desenvolvimento ( $R$ ), duração da fase de ovo ( $\epsilon$ ), período de pré-oviposição ( $\gamma$ ), período de oviposição ( $\beta$ ), todos em dias, fecundidade ( $B$ ), razão sexual ( $rs$ ) e taxa intrínseca de crescimento de *N. californicus* alimentados com *T. urticae* (Vasconcelos, 2006).

	Temperatura			
	15°C	20°C	25°C	30°C
R	12	8	4	4
$\epsilon$	4	3	2	1
$\gamma$	5	3	2	1
$\beta$	29	25	19	15
$B$	35	39	38	32
$rs$	0,64	0,73	0,78	0,69
$rm$	0,102	0,183	0,261	0,386

TABELA 7 Intervalo de 95% confiança para a longevidade, em dias, de machos e fêmeas adultos de *N. californicus* alimentados com *T. urticae* (Vasconcelos, 2006).

	Temperatura			
	15°C	20°C	25°C	30°C
♀	[39, 5; 60, 7]	[33, 6; 46, 2]	[23, 5; 34, 9]	[18, 1; 27, 1]
♂	[23, 2; 41, 6]	[18, 0; 36, 0]	[16, 6; 31, 0]	[11, 0; 31, 8]

## 6.2 Modelo

Para simulação da dinâmica temporal de uma população de *N. californicus* a diferentes temperaturas constantes e com estrutura etária, foram utilizados o

modelo Penna, com as adaptações necessárias relativas à forma de reprodução da espécie e dados experimentais encontrados na literatura.

A população inicial foi constituída de 50% de machos haploides e 50% de fêmeas diploides. Os genótipos dos machos foram representados por duas palavras computacionais de 64 bits, dispostas em uma tira e os genótipos das fêmeas foram representados por quatro, dispostas em duas tiras em paralelo, cada qual contendo duas palavras computacionais de 64 bits. Cada indivíduo pode, então, viver, no máximo, até a idade de 127 dias. Para a contagem do número de mutações deletérias ativas nas fêmeas até a idade atual consideraram-se todas as posições recessivas.

Em cada simulação, os indivíduos da população foram testados para reprodução, envelhecimento e morte. Após ter alcançado a idade mínima de reprodução  $R$ , a fêmea procura um macho apto a reproduzir, e após o período de pré-oviposição ( $\gamma$ ) ela gera  $b$  filhos (equação 3) a cada dia do período de oviposição ( $\beta$ ). O sexo de cada filho é escolhido aleatoriamente, sendo a probabilidade de serem geradas fêmeas dada pela razão sexual (Tabela 6). Para a obtenção do genótipo dos futuros filhos, inicialmente, são realizados cruzamento e recombinação das tiras que constituem o genótipo da mãe, dando origem a dois gametas. Em seguida, um dos procedimentos é adotado:

- se o filho for macho, um dos gametas é selecionado para ser o seu genótipo. Após isso, cada mutação pode ser inserida com probabilidade de 10%, formando machos haploides;
- se o filho for fêmea, um dos gametas é selecionado para ser a primeira tira do seu genótipo. A segunda tira é obtida da cópia do genótipo do pai. Cada mutação pode ser introduzida com probabilidade 20%, sendo 50% de chance de ser inserida na tira oriunda do pai ou da mãe.

Para cada temperatura, os parâmetros idade mínima de reprodução  $R$ , período de pré-oviposição  $\gamma$ , período de oviposição  $\beta$ , número total de filhotes  $B$  e razão sexual  $r_s$  assumiram os valores de acordo com dados experimentais (Tabela 6).

Os outros parâmetros do modelo os quais independem da temperatura assumiram os seguintes valores:

- $M = 1$ ;
- $T = 12$ ;
- $N_{max} = 100000$  (capacidade de carga);
- $N_0 = 10000$  (população inicial).

Com estes parâmetros, a dinâmica seguiu as regras simples do modelo Penna. As simulações foram realizadas em linguagem C, considerando 100.000 etapas temporais (dias). Para cada temperatura, foram obtidas as curvas de sobrevivência (equação 7) e os valores médios do tamanho populacional e da taxa intrínseca de crescimento (equação 6), utilizando o método batch (subamostra) considerando  $k = 1000$  e  $n = 40$  (?). As curvas de sobrevivência e os valores médios foram obtidos desprezando-se as primeiras 60.000 etapas temporais, tempo necessário para a população atingir estrutura etária estável.

### 6.3 Resultados e discussão

Na Figura 2 são apresentadas as curvas de sobrevivência para as fêmeas e machos de *N. californicus*, a diferentes temperaturas. Verifica-se que o modelo é capaz de reproduzir as variações na longevidade em função da temperatura. Em relação à longevidade dos adultos, o modelo reproduz diferenças entre os sexos e a redução da longevidade com o aumento da temperatura, como evidenciado

experimentalmente (Tabelas 8 e 7). Comparando-se os resultados das Tabelas 7 e 8, verifica-se que, para as fêmeas, nas temperaturas de  $15^{\circ}C$ ,  $20^{\circ}C$  e  $25^{\circ}C$ , os valores obtidos nas simulações estão levemente abaixo do limite inferior no intervalo de confiança. Nos demais casos, os valores obtidos ficaram dentro do intervalo de confiança.

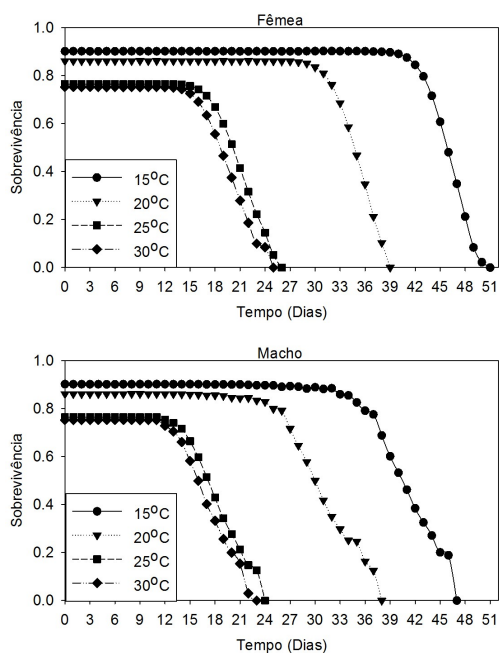


FIGURA 2 Curvas de sobrevivência de fêmeas e machos de *N. californicus*, para as diferentes temperaturas obtidas pelo modelo.

TABELA 8 Longevidade de fêmeas ( $\text{♀}$ ) e machos ( $\text{♂}$ ) adultos de *N. californicus*, para as diferentes temperaturas obtidas pelo modelo.

	Temperatura			
	$15^{\circ}C$	$20^{\circ}C$	$25^{\circ}C$	$30^{\circ}C$
$\text{♀}$	39	31	22	21
$\text{♂}$	35	30	20	19



Os valores médios dos tamanhos populacionais ( $\bar{N}$ ) e das taxas intrínsecas de crescimento ( $\bar{r}_m$ ) de *N. californicus*, nas diferentes temperaturas, são apresentados na Tabela 9. Verifica-se que tanto o valor médio da população como o da taxa intrínseca de crescimento atingem o maior valor a  $30^\circ C$  e o menor a  $15^\circ C$ . O aumento do ( $\bar{r}_m$ ) com a temperatura é observado como evidenciado experimentalmente (Tabela 6). Os valores médios  $\bar{r}_m$  ficaram mais próximos dos experimentais nas temperaturas de  $15$ ,  $20$  e  $25^\circ C$

TABELA 9 Valores médios do tamanho populacional ( $\bar{N}$ ) e da taxa intrínseca de crescimento ( $\bar{r}_m$ ) (média  $\pm$  semiamplitude do intervalo de 95% confiança) de *N. californicus* obtidos pelo modelo.

	Temperatura			
	$15^\circ C$	$20^\circ C$	$25^\circ C$	$30^\circ C$
$\bar{N}$	9803,79 $\pm$ 24,22	13828,36 $\pm$ 26,67	23438,81 $\pm$ 19,58	24686,73 $\pm$ 28,16
$\bar{r}_m$	0,1032 $\pm$ 0,0003	0,1488 $\pm$ 0,0003	0,2671 $\pm$ 0,0003	0,2835 $\pm$ 0,0004

## 7 Simulação computacional da dinâmica populacional de interação entre presa (*T. urticae*) e predador (*N. californicus*), a diferentes temperaturas

### 7.1 Aspectos biológicos e comportamentais

Entre os ácaros predadores, os da família Phytoseiidae são os mais estudados, pois são muito eficientes no controle de ácaros fitófagos em culturas agrícolas. O método mais utilizado no intuito de potencializar o controle biológico é a liberação inundativa de ácaros predadores criados em laboratório. Entretanto, estudos têm demonstrado que o desempenho de predadores é afetado pela densidade de presas, pois esta influencia a predação e oviposição por meio de mudanças na taxa de encontro, o sucesso na aquisição dos alimentos e a conversão de alimentos em produção de ovos (Sabelis, 1990; Sabelis & Janssen, 1993).

*N. californicus* é considerado um excelente agente de controle biológico de ácaros fitófagos, pois tem alta capacidade de predação, rápido crescimento populacional, boa adaptação às características climáticas dos habitats onde as plantas se encontram e considerável resistência aos pesticidas (Vasconcelos, 2006; Walzer et al., 2007; Fraulo et al., 2008; Weintraub & Palevsky, 2008).

Gotoh et al. (2006) realizaram experimentos com o *N. californicus* na temperatura de 25°C, tendo como presas cinco espécies de ácaros fitófagos, dentre as quais *T. urticae*. Desses experimentos, verificou-se que, quando alimentado com estas presas, *N. californicus* apresentou tempo curto de desenvolvimento, altas taxas de consumo e altos valores de taxa intrínseca de crescimento. Neste mesmo trabalho, constatou-se que o maior consumo diário de presas é realizado pelas fêmeas e ocorre no período de oviposição. Além disso, verificou-se que os machos consomem bem menos presas em relação às fêmeas. A razão  $\pi$  entre o consumo diário de presas e o consumo diário por fêmeas em oviposição em diferentes fases é apresentada na Tabela 10.

TABELA 10 Razão entre o consumo diário de presas e o consumo diário por fêmeas em oviposição.

Fase	fêmea	macho
imaturo	0,17	0,11
adulto	0,19	0,19
adulto em oviposição	1,00	—
adulto em pós-oviposição	0,18	—

*N. californicus* é um predador generalista com leque amplo de dieta que inclui não só diversos artrópodes e seiva vegetal, mas também, melada e pólen. Gotoh et al. (2004) estudaram o consumo de ovos de *T. urticae* por fêmeas adultas de *N. californicus*, nas temperaturas de 20, 25 e 30°C, no intuito de verificar a resposta funcional deste predador. A partir dos dados obtidos, verificou-se que *N.*

*californicus* tem uma resposta funcional tipo II que pode ser descrita pelo Modelo de Holling

$$y = \frac{atx}{1 + ahx}$$

em que  $y$  é o número de ovos consumidos pelo predador;  $a$  é a taxa de sucesso;  $h$  é o tempo de busca do predador,  $t$  é o tempo de exposição e  $x$  é o número de presas na fase de ovo. A resposta funcional foi ajustada para as três temperaturas conforme Tabela 11, considerando o tempo de exposição  $t=1$  dia.

TABELA 11 Parâmetros do modelo de Holling para fêmeas adultas de *N. californicus* ajustados por Gotoh et al. (2004).

Temperatura	$a$ ( $cm^2/dia$ )	$h$ ( $dia$ )	$1/h^*$
20	1,1614	0,0350	28,57
25	1,3000	0,0290	34,48
30	1,1816	0,0206	48,54

\* $1/h$  é o número máximo de ovos consumidos a cada dia;

Por meio de estudo do consumo de *T. urticae* na temperatura de  $25^{\circ}C$ , Canlas et al. (2006) verificaram que a oviposição de *N. californicus* depende do número de indivíduos consumidos e que a conversão de alimentos em produção de ovos não aumenta linearmente com o aumento do consumo. Estes mesmos autores verificaram que *N. californicus* prefere preda os ovos de *T. urticae*.

## 7.2 Modelo

Com o objetivo de verificar os efeitos da distribuição de idades e da proporção inicial do predador *N. californicus* na dinâmica de interação com sua presa *T. urticae* a diferentes temperaturas, foram utilizados o modelo Penna, como apresentado nas seções 3.2 e 4.2, para as populações de presa e predador, respectivamente, e aspectos biológicos da interação destas espécies, relatados na literatura.

Para tratar da dinâmica de interação de *T. urticae* e *N. californicus*, algu-

mas características relativas à predação foram consideradas. Assim, somente os predadores que tiverem idade superior à fase de ovo irão preda. Além disto, como *N. californicus* prefere preda ovos de *T. urticae*, somente ovos serão consumidos. O número de ovos consumidos por cada predador, a cada etapa temporal, é dado pela resposta funcional do modelo de Holling, em função da fase em que o predador se encontra, ou seja,

$$y = \pi * \frac{atx}{1 + ahx} \quad (8)$$

em que  $a$  é a taxa de sucesso,  $h$  é o tempo de busca do predador,  $t$  é o tempo de exposição,  $\pi$  é a razão entre os consumos (Tabela 10) e  $x = 0,0625N_{ovo}$ , sendo  $N_{ovo}$  o número de presas na fase de ovo a cada etapa temporal. O valor 0,0625 foi obtido da relação entre a capacidade de carga do ambiente no modelo e no experimento realizado por Gotoh et al. (2004).

Na realidade, em muitas situações naturais, tanto os predadores quanto as presas são livres para se localizarem espacialmente. A coincidência espacial entre eles é um resultado que emerge do padrão de comportamento de cada um deles. Este resultado pode ser uma associação positiva entre os dois, ou seja, os predadores são mais encontrados em áreas com mais presas, ou uma associação negativa, ou seja, as presas são mais abundantes nas áreas com poucos predadores (Greco et al., 1999). Embora o modelo não leve em conta a estrutura espacial, iremos considerar que o predador encontrará presas com uma probabilidade  $\phi$ . Consideramos apenas  $\phi = 0,5$  e  $\phi = 1,0$ .

A conversão de alimentos em produção de ovos foi ajustada a partir dos dados experimentais de Canlas et al. (2006) (Figura 3). Assim, a cada etapa tem-

poral, as fêmeas do predador aptas a ovipositar terão o número de filhos dado por

$$b = 2,75(1 - e^{(-0,05N_{pred})}) \quad (9)$$

em que  $N_{pred}$  é o número acumulado de presas consumidas por cada predador, desde o momento que este começa a atuar. A partir da equação 9, verifica-se que, para o predador gerar um filho é necessário consumir 9 presas. Dessa forma, para cada ovo gerado, são decrementadas nove unidades de  $N_{pred}$ .

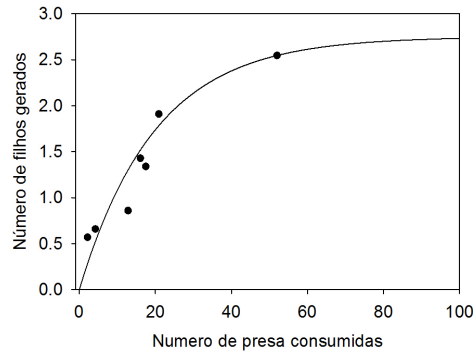


FIGURA 3 Relação entre o consumo e o número de ovos produzidos

Para obter as populações iniciais de presas e predadores, foram inicialmente realizadas, para cada temperatura, simulações com 100.000 etapas temporais, considerando a dinâmica isolada de cada espécie, como apresentado nas seções 3 e 4. Da população resultante dessas simulações, foram selecionados aleatoriamente, os indivíduos que iriam compor a população inicial tanto de presas como de predadores.

Assim, na dinâmica presa×predador, a população inicial de presas foi constituída de indivíduos de todas as idades. A proporção de fêmeas e o tamanho inicial da população para cada temperatura são os constantes na Tabela 12. Esses valores foram escolhidos por estarem próximos aos obtidos nas simulações

da dinâmica temporal de *T. urticae* (Tabela 5).

TABELA 12 População ( $N_0$ ) e razão sexual inicial ( $rs$ ) de *T. urticae* .

	Temperatura		
	20°C	25°C	30°C
$N_0$	13,000	20,000	23,000
$rs$	0,74	0,65	0,62

Para verificar a influência de diferentes proporções da população inicial de predadores em relação à população inicial de presas, consideraram-se diferentes valores para estas proporções: 0,01; 0,05; 0,10; 0,15; 0,20; 0,25; 0,30; 0,35; 0,40; 0,45; 0,50; 1,00. A proporção de fêmeas na população inicial de predadores foi dada pela razão sexual (Tabela 6). Foram consideradas também diferentes situações para a distribuição de idades da população inicial de predadores:

- indivíduos de todas idades (estruturada);
- indivíduos em idade mínima de reprodução (maturo). Todos os indivíduos selecionados tiveram suas idades atualizadas para a idade mínima de reprodução;
- indivíduos em idade jovem (larva). Todos os indivíduos selecionados tiveram suas idades atualizadas para a idade de larva;
- indivíduos em idade zero (ovo). Todos os indivíduos selecionados tiveram suas idades atualizadas para a idade de ovo;

Seguindo essas regras, foram realizadas simulações em linguagem C, da dinâmica presa×predador, com os parâmetros dependentes da temperatura assumindo valores de acordo com os dados experimentais apresentados nas Tabelas 1 e 6.

### 7.3 Resultados

#### 7.3.1 Efeitos sobre a população de *T. urticae*

Para todas as simulações realizadas a população de *T. urticae* foi extinta, independente da temperatura, da estrutura etária e da proporção inicial da população do predador. Segundo Pels & Sabelis (1999), na ausência de imigração das presas, os ácaros da família Phytoseiidae tendem a consumir todo o estoque de presas de forma a conduzir à extinção local. Após isso, os predadores se dispersam ou morrem pela ausência de alimento.

De acordo com Kent et al. (2003), a extinção das presas requer ação combinada do efeito de Allee com um predador com resposta funcional tipo II. O efeito de Allee é a diminuição na taxa de crescimento populacional em densidades baixas, devido à dificuldade de encontrar o sexo oposto e, conseqüentemente, diminuir a chance de reprodução. Na Figura 4 são apresentadas as curvas de evolução temporal da densidade populacional e da razão sexual de *T. urticae*, nas proporções iniciais de predadores 0,01 e 0,50 com idade estruturada nas três temperaturas e  $\phi = 1,0$ . Verifica-se que a diminuição do tamanho da população de *T. urticae* a densidades muito baixas gera uma redução considerável da sua razão sexual, ou seja, uma redução no número de fêmeas. Assim, em baixas densidades, a população teve menor chance de reprodução contribuindo para a extinção da população. Esse comportamento foi verificado em todas as simulações realizadas.

Outro comportamento observado em todas as simulações foi a tendência de estabilizar o tempo de extinção da presa a partir de determinados valores para a proporção inicial de predadores (Figura 5). Para verificar a influência da proporção inicial de predadores no tempo necessário para a extinção das presas, utilizou-se o modelo de regressão quadrática segmentado com platô, dado por

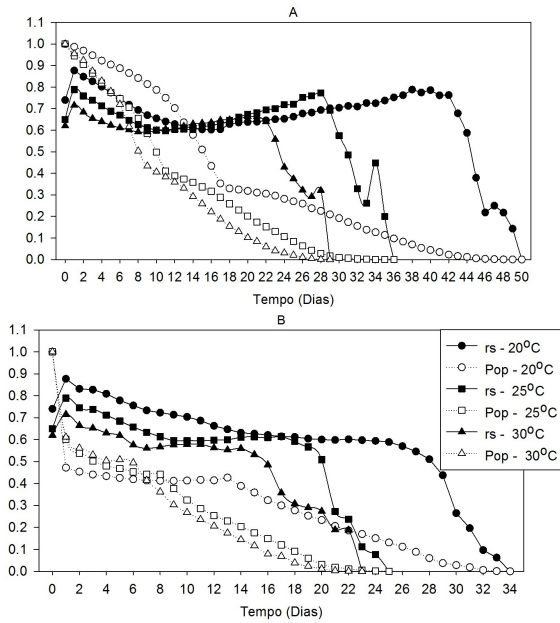


FIGURA 4 Densidade da população normalizada e razão sexual de *T. urticae* considerando proporção inicial de predadores de 0.01 (A) e 0.5 (B), com estrutura etária estável e probabilidade de encontro  $\phi = 1.0$  nas temperaturas de  $20^{\circ}C$ ,  $25^{\circ}C$  e  $30^{\circ}C$ .

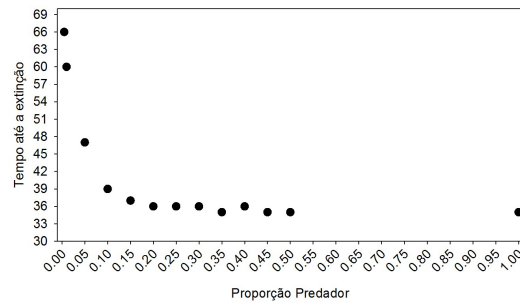


FIGURA 5 Tempo, em dias, até a extinção de *T. urticae* em função da proporção inicial de predadores com estrutura etária estável na temperatura de  $20^{\circ}C$ .

$$\begin{aligned}
 Y &= \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2, & \text{se } X \leq X_0 & \\
 Y &= P, & \text{se } X > X_0 &
 \end{aligned}
 \tag{10}$$



em que

- $Y$  é o tempo até a extinção da presa;
- $X$  é a proporção inicial de predadores;
- $X_0$  é a proporção inicial de predadores que estabiliza o tempo de extinção  $P$ .

Nas Tabelas 13 e 14 são apresentados os parâmetros da regressão quadrática segmentada com platô, para as temperaturas de  $20^{\circ}C$ ,  $25^{\circ}C$  e  $30^{\circ}C$ , com diferentes estruturas etárias para a população inicial do predador e probabilidades de encontro  $\phi = 1,0$  e  $\phi = 0,5$ . Pode-se observar, por meio do coeficiente de determinação ( $r^2$ ) que esta regressão se ajusta bem aos dados. Verifica-se também que a proporção inicial de predador  $X_0$  depende da temperatura, da estrutura de idade da população inicial do predador e da probabilidade de encontro ( $\phi$ ). Quando considerado  $\phi = 1,0$ , a  $20^{\circ}C$ , não existe diferença entre as estruturas de idade iniciais, enquanto a  $25^{\circ}C$ , os menores valores de  $X_0$  ocorrem com predadores em idade madura ou jovem. Já para a temperatura de  $30^{\circ}C$ , os menores valores ocorrem apenas em idade madura. Com  $\phi = 0,5$ , o comportamento é bem distinto: a  $20^{\circ}C$ , o menor valor de  $X_0$  ocorre com idade madura; a  $25^{\circ}C$ , não existe diferença entre as estruturas de idade iniciais e a  $30^{\circ}C$ , o maior valor ocorre na idade jovem. Para o tempo de extinção  $P$ , verifica-se que, nas três temperaturas e nas duas probabilidades de encontro, o maior valor ocorre nas situações em que a população inicial do predador é constituída de indivíduos na idade de ovo e os menores valores nas idades estruturada e maduro. Verifica-se também que, para todas as temperaturas a diminuição da probabilidade de encontro ( $\phi$ ) provocou um aumento nos valores de  $X_0$  e no tempo para extinção  $P$ .

TABELA 13 Parâmetros do modelo quadrático segmentado com platô para o tempo de extinção de *T. urticae* por predação de *N. californicus*, considerando as diferentes estruturas etárias do predador e probabilidade de encontro  $\phi = 1.0$

Temperatura	Fase	$X_0$	P	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$r^2$
20°C	estruturada	0,08	34,8	56,88	-520,47	3069,53	0,98
	maturo	0,07	34,8	52,79	-511,07	3636,22	0,97
	jovem	0,08	36,0	55,56	-489,46	3062,98	0,99
	ovo	0,08	39,0	58,05	-481,21	3040,97	0,99
25°C	estruturada	0,08	25,6	39,00	-356,78	2374,49	0,99
	maturo	0,03	25,5	40,95	-1084,81	18987,07	0,98
	jovem	0,04	26,6	40,51	-753,41	10227,61	0,98
	ovo	0,06	28,3	40,72	-384,85	2983,35	0,99
30°C	estruturada	0,07	22,9	31,73	-237,38	1597,29	0,98
	maturo	0,03	22,7	35,58	-775,33	11688,81	0,98
	jovem	0,08	23,7	34,47	-278,73	1803,93	0,98
	ovo	0,06	24,4	35,48	-350,64	2775,75	0,98

TABELA 14 Parâmetros do modelo quadrático segmentado com platô para o tempo de extinção de *T. urticae* por predação de *N. californicus*, considerando as diferentes estruturas etárias do predador e probabilidade de encontro  $\phi = 0.5$

Temperatura	Fase	$X_0$	P	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$r^2$
20°C	estruturada	0,13	35,7	66,25	-453,71	1686,40	0,99
	maturo	0,08	35,1	66,49	-740,07	4364,81	0,98
	jovem	0,12	36,2	65,03	-475,43	1958,23	0,98
	ovo	0,12	39,6	69,83	-498,61	2053,01	0,98
25°C	estruturada	0,09	26,0	46,23	-426,08	2244,54	0,97
	maturo	0,09	25,7	45,11	-421,52	2289,34	0,99
	jovem	0,08	26,6	45,46	-460,71	2816,26	0,97
	ovo	0,09	28,8	47,92	-407,08	2166,44	0,99
30°C	estruturada	0,09	22,9	38,72	-366,60	2124,73	0,98
	maturo	0,07	22,8	40,23	-525,68	3965,51	0,99
	jovem	0,11	23,4	39,77	-308,69	1454,19	0,99
	ovo	0,08	24,5	41,10	-422,82	2694,13	0,98

Os maiores valores encontrados para  $X_0$  foram 0,08 e 0,13, considerando probabilidades de encontro  $\phi = 1,0$  e  $\phi = 0,5$ , respectivamente. Diferenças significativas no tempo de extinção da presa ocorreram apenas em proporções iniciais do predador inferiores a esses valores. Isto indica que a introdução de grandes proporções iniciais de predadores, superiores a  $X_0$ , não garantem maior eficiência no controle da presa, visto que o tempo necessário para a extinção da praga se mantém o mesmo. Os valores encontrados para  $X_0$  estão próximos dos encontrados por Greco et al. (2005). Segundo estes autores, a densidade de 15 a 20 ácaros por folha, as proporções 0,13 e 0,20, respectivamente, evita que a população de ácaros praga ultrapasse o nível de limiar econômico (50 ácaros presas ativos por folha).

### **7.3.2 Efeitos sobre a população de *N. californicus***

Para todas as situações tratadas, o número médio diário de filhos por fêmea de *N. californicus* aptas a reproduzir diminuiu com o aumento da proporção inicial do predador (Figura 6). O mesmo comportamento foi observado para o consumo médio diário de presas por fêmea (Figura 7). Assim, com o aumento da proporção inicial de predadores, a competição por presas se torna maior e, por consequência, muitas fêmeas não geram filhos, por terem menos alimento disponível, diminuindo, assim, o potencial de crescimento da população de predadores. Segundo Abrams & Ginzburg (2000), a relação entre a densidade de presas e predadores é algo primordial para a oviposição de predadores, os quais se desenvolvem rapidamente quando expostos a quantidades elevadas e constantes de presas.

O número de presas disponíveis também afetou a razão sexual de *N. californicus* (Figura 8), passando a ter mais machos na população do predador. Com diminuição da razão sexual, o crescimento populacional do ácaro predador também foi menor, em consequência do menor número de fêmeas para reprodução.

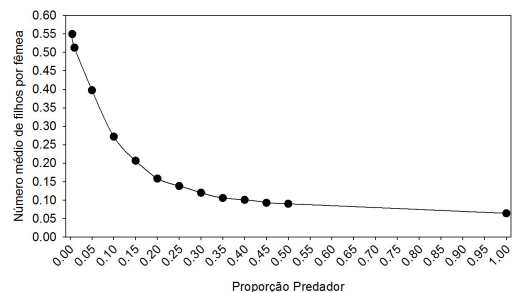


FIGURA 6 Número médio diário de filhas por fêmeas de *N. californicus* aptas a reproduzir, em função da proporção inicial de predadores, considerando estrutura etária estável e probabilidade de encontro  $\phi = 1, 0$ , na temperatura de  $20^{\circ}C$ .

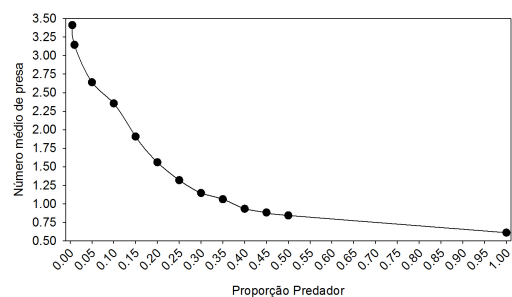


FIGURA 7 Consumo médio diário de presas predadas por fêmeas de *N. californicus* aptas a reproduzir, em função da proporção inicial de predadores, considerando estrutura etária estável e probabilidade de encontro  $\phi = 1, 0$ , na temperatura de  $20^{\circ}C$ .

Toyoshima & Amano (1998) estudando a razão sexual de ácaros fitoseídeos *P. persimilis* e *Neoseiulus womersleyi* (Shicha, 1975) (= *Amblyseius womersleyi*) verificaram que, com menor densidade de presas, as fêmeas produziram descendentes com menor razão sexual, isto é, produziram menos descendentes do sexo feminino.

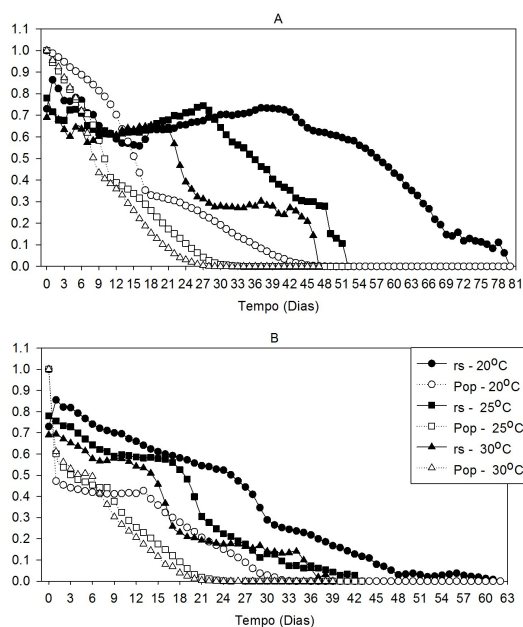


FIGURA 8 Razão sexual de *N. californicus* e densidade populacional normalizada de *T. urticae* considerando proporção inicial de predadores de 0,01 (A) e 0,5 (B), estrutura etária estável e probabilidade de encontro  $\phi = 1,0$ , nas temperaturas de  $20^{\circ}C$ ,  $25^{\circ}C$  e  $30^{\circ}C$ .

## 8 Conclusões

De acordo com os resultados obtidos, o modelo proposto é capaz de reproduzir algumas características da população de *T. urticae* sob condições de laboratório, nas temperaturas de  $15^{\circ}C$ ,  $20^{\circ}C$ ,  $25^{\circ}C$  e  $30^{\circ}C$ , tais como decréscimo da longevidade com o aumento da temperatura, taxa intrínseca de crescimento da população e razão sexual. O mesmo pode ser observado para a população de *N. californicus*, em que os resultados obtidos pelo modelo ficaram mais próximos aos experimentais, em comparação aos de *T. urticae*. Apesar de os modelos implementados para ambos serem bastante parecidos, o fato de, no modelo para *N. californicus* ter sido implementada uma reprodução mais simples, proporcionou

melhores resultados.

Em relação à interação presa-predador, verificou-se que o alto consumo por *N. californicus* levou à redução da razão sexual de *T. urticae*, dificultando, assim, a renovação da população e contribuindo para a extinção da mesma. Em termos de manejo de pragas, *N. californicus* pode ser um bom agente de controle desta praga. Entretanto, há necessidade de estudos sobre a probabilidade de encontro. Essa probabilidade determina o sucesso do ataque do predador, afetando diretamente o sucesso na taxa de aquisição dos alimentos e a conversão deste em produção de ovos e, dessa forma influenciando o tempo necessário para extinguir a população de presas.

De maneira geral, verifica-se que, qualitativamente, a interação *T. urticae* × *N. californicus* independe da temperatura e da estrutura etária inicial do predador. Os resultados mostram que a liberação inundativa de grandes populações de ácaros predadores pode não ser uma boa alternativa, pois, com proporções iniciais de predadores altas há maior competição entre os predadores, reduzindo seu número médio diário de filhos por fêmea, seu consumo médio diário e a sua razão sexual, afetando assim o tempo necessário para extinguir a população de presas, que passa a ser constante em proporções altas.

## 9 Referências bibliográficas

ABRAMS, P.A.; GINZBURG, L.R. The nature of predation: prey dependent, ratio dependent or neither? **Trends in Ecology & Evolution**, Amsterdam, v.15, n.8, p.337-341, Aug. 2000.

BERNARDES, A.T. Strategies for reproduction and ageing. **Annalen der Physik**, Leipzig, v.5, n.6, p.539-550, Dec. 1996.

BERNARDES, A.T.; MOREIRA, J.G.; SILVA, A.C. e. Simulation of chaotic behaviour in population dynamics. **The European Physical Journal B**, Les Ulis, v.1, n.3, p.393-396, Jan. 1998.

BERTOLLO, E.C. **Efeito da temperatura e do hospedeiro na biologia do ácaro rajado, tetranychus urticae koch (acari: Tetranychidae)**. 2007. 126p. Dissertação (Mestrado em Agronomia)-Universidade de Passo Fundo, Passo Fundo.

BOUNFOUR, M.; TANIGOSHI, L.K. Effect of temperature on development and demographic parameters of tetranychus urticae and eotetranychus carpini borealis (acari: Tetranychidae). **Annals of the Entomological Society of America**, College Park, v.94, n.3, p.400-404, June 2001.

CANLAS, L.J.; AMANO, H.; OCHIAI, N.; TAKEDA, M. Biology and predation of the japanese strain of neoseiulus californicus (mcgregor) (acari: Phytoseiidae). **Systematic & Applied Acarology**, Amsterdam, v.11, n.2, p.141-157, Oct. 2006.

FLECHTMANN, C.H.W. **Elementos de acarologia**. São Paulo: Nobel, 1975. 344p.

FLECHTMANN, C.H.W. **Ácaros de importância agrícola**. 5.ed. São Paulo: Nobel, 1983. 189p.

FRAULO, A.B.; MCSORLEY, R.; LIBURD, O.E. Effect of the biological control agent neoseiulus californicus (acari: Phytoseiidae) on arthropod community structure in north florida strawberry fields. **Florida Entomologist**, Gainesville, v.91, n.3, p.436-445, Mar. 2008.

GALLO, D.; NAKANO, O.; SILVEIRA NETO, S.; CARVALHO, C.; BAPTISTA, G.C.D.; BERTI FILHO, E.; PARRA, J.R.P.; ZUCCHI, R.A.; ALVES, S.B.; VENDRAMIM, J.D.; MARCHINI, L.C.; LOPES, J.R.S.; OMOTO, C. **Entomologia agrícola**. Piracicaba: FEALQ, 2002. v.2, 920p.

GERSON, U.; SMILEY, R.L.; OCHOA, R. **Mites (acari) for pest control**. Oxford: Blackwell Science, 2003. 539p.

GIAROLA, L.T.P.; MARTINS, S.G.F.; COSTA, M.C.T. Ago computer simulation of aphid gossypii insects using penna ageing model. **Physica A-Statistical Mechanics and its Applications**, London, v.368, n.1, p.147-154, Jan. 2006.

GOTOH, T.; NOZAWA, M.; YAMAGUCHI, K. Prey consumption and functional response of three acarophagous species to eggs of the two-spotted spider mite in the laboratory. **Applied Entomology and Zoology**, Tokyo, v.39, n.1, p.97-105, Jan. 2004.

GOTOH, T.; TSUCHIYA, A.; KITASHIMA, Y. Influence of prey on developmental performance, reproduction and prey consumption of neoseiulus californicus (acari: Phytoseiidae). **Experimental and Applied Acarology**, Amsterdam, v.40, n.304, p.189-204, 2006.

GRECO, N.M.; LILJESTROM, G.G.; SÁNCHEZ, N.E. Spatial distribution and coincidence of neoseiulus californicus and tetranychus urticae (acari : Phytoseiidae, tetranychidae) on strawberry. **Experimental and Applied Acarology**, Amsterdam, v.23, n.7, p.567-580, July 1999.

GRECO, N.M.; SÁNCHEZ, N.E.; LILJESTROM, G.G. Neoseiulus californicus (acari: Phytoseiidae) as a potential control agent of tetranychus urticae (acari: Tetranychidae): effect of pest/predator ratio on pest abundance on strawberry. **Experimental and Applied Acarology**, Amsterdam, v.37, n.1/2, p.57-66, Feb. 2005

HANCE, T.; IMPE, G.V. The influence of initial age structure on predator-prey interaction. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v.114, n.2/3, p.195-211, Jan. 1999.

HE, M.; PAN, Q.; WANG, Z. A prey-predator model of learning based on bit string with intelligence. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, London, v.377, n.1, p.131-137, Jan. 2007.

HELLE, W.; SABELIS, M.W. **Spider mites: their biology, natural enemies and control**. Amsterdam: Elsevier, 1985. v.1A, 405p.

KASAP, I. Effect of apple cultivar and of temperature on the biology and life table parameters of the twospotted spider mite tetranychus urticae. **Phytoparasitica**, Bet Dagan, v.32, n.1, p.73-82, 2004.

KENT, A.; DONCASTER, C.P.; SLUCKIN, T. Consequences for predators of rescue and allee effects on prey. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v.162, n.3, p.233-245, Mar. 2003.

LAW, A.M.; KELTON, W.D. **Simulation modeling & analysis**. 3.ed. New York: McGraw-Hill, 2000. 760p.



MCMURTRY, J.A.; CROFT, B.A. Life-style of phytoseiid mites and their roles in biological control. **Annual Review of Entomology**, Stanford, v.42, p.291-321, Jan. 1997.

MORAES, G.; MCMURTRY, J.; DENMARK, H.; CAMPOS, C. **A revised catalog of the mite family Phytoseiidae**. Auckland: Magnolia, 2004. 494p. (Zootaxa, 434).

OLIVEIRA, A.C.S.; MARTINS, S.G.F.; ZACARIAS, M.S. Computer simulation of the coffee leaf miner using sexual penna aging model. **Physica A-Statistical Mechanics and Its Applications**, London, v.387, n.2/3, p.476-484, Jan. 2008.

PELS, B.; SABELIS, M.W. Local dynamics, overexploitation and predator dispersal in an acarine predator-prey system. **Oikos**, Buenos Aires, v.86, n.3, p.573-583, 1999.

PENNA, T.J. A bit string model for biological aging. **Journal of Statistical Physics**, New York, v.78, n.5/6, p.1629-1633, Mar. 1995.

SÁ MARTINS, J.S.; RACCO, A. Simulated emergence of cyclic sexual-asexual reproduction. **Physica A-Statistical Mechanics and Its Applications**, London, v.297, n.3/4, p.485-494, Aug. 2001.

SABELIS, M.W. How to analyse prey preference when prey density varies?: a new method to discriminate between effects of gut fullness and prey type composition. **Oecologia**, Berlin, v.82, n.3, p.289-298, Mar. 1990.

SABELIS, M.W.; JANSSEN, A. Mites: ecological and evolutionary analyses of life-history patterns. In: \_\_\_\_\_. **Evolution of life-history patterns in the Phytoseiidae**. London: Chapman & Hall, 1993. p.70-98.

SOUZA, J.C.; REIS, P.R.; RIGITANO, R.L.O. **Bicho mineiro: biologia, danos e manejo integrado**. Belo Horizonte: EPAMIG, 1998. 48p.

STAUFFER, D.; ARNDT, H. Simulation and experiment of extinction or adaptation of biological species after temperature changes. **International Journal of Modern Physics C: Computational Physics & Physical Computation**, Singapore, v.16, n.3, p.389-392, 2005.

STAUFFER, D.; OLIVEIRA, P.M.C. de; OLIVEIRA, S.M. de; SANTOS, R.M.Z. dos. Monte Carlo simulations of sexual reproduction. **Physica A-Statistical Mechanics and Its Applications**, London, v.231, n.4, p.504-514, Oct. 1996.

TOYOSHIMA, S.; AMANO, H. Effect of prey density on sex ratio of two predacious mites, *phytoseiulus persimilis* and *amblyseius womersleyi* (acari: Phytoseiidae). **Journal of Evolutionary Biology**, Basel, v.22, n.12, p.709-723, Dec. 1998.

VASCONCELOS, G.J.N. **Eficiência dos ácaros predadores *phytoseiulus fragariae* e *neoseiulus californicus* (acari: Phytoseiidae) no controle de *tetranychus evansi* e *tetranychus urticae* (acari: Tetranychidae) em *lycopersicon esculentum* e *solanum americanum***. 2006. 81p. Dissertação (Mestrado em Entomologia)-Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba.

WALZER, A.; CASTAGNOLI, M.; SIMONI, S.; LIGUORI, M.; PALEVSKY, E.; SCHAUSBERGER, P. Intraspecific variation in humidity susceptibility of the predatory mite *neoseiulus californicus*: survival, development and reproduction. **Biological Control**, Orlando, v.41, n.1, p.42-52, Jan. 2007.

WEINTRAUB, P.; PALEVSKY, E. Evaluation of the predatory mite, *neoseiulus californicus*, for spider mite control on greenhouse sweet pepper under hot arid field conditions. **Experimental and Applied Acarology**, Amsterdam, v.45, n.1/2, p.29-37, June 2008.