

Distribuição espacial *Diaphorina citri* (Hemiptera: Psyllidae) ao longo de 52 meses em pomar de citros: um estudo geoestatístico

Rafael de Andrade Moral ¹

Resumo

O psílídeo *Diaphorina citri*, vetor da bactéria causadora do *greening* dos citros, apresenta grande importância no contexto agrícola. A modelagem espacial das populações da espécie pode trazer informações relevantes acerca das localidades de maior probabilidade de ocorrência da praga, tendo influência na tomada de decisão quanto à intervenção química, por exemplo. Este estudo objetivou modelar, por meio da teoria geoestatística, a distribuição espacial do inseto em um pomar de citros, ao longo de 52 meses. Foi constatado que o psílídeo prefere as bordas do pomar e parece não haver uma correlação significativamente alta entre as estações mais quentes do ano e a ocorrência do inseto na área estudada.

1 Introdução

A produção de citros é muito importante para o agronegócio brasileiro, já que o Brasil é o maior exportador de laranjas do mundo, sendo o estado de São Paulo particularmente importante para a produção de citros no país (Leal et al., 2010). Há uma grande preocupação dos citricultores em relação aos ataques das pragas, que podem ocasionar grandes perdas na produtividade. Dentre as pragas que comumente atacam os pomares de citros, destacam-se cigarrinhas, cochonilhas, mosca-das-frutas, ácaros, entre outros.

O psílídeo *Diaphorina citri* Kuwayama (Hemiptera: Psyllidae) possui uma ampla distribuição geográfica, sendo um inseto cosmopolita. Foi registrado no Brasil pela primeira vez na década de 40 (Costa Lima, 1942). Foi atribuída à espécie importância secundária até que a doença *Huanglongbing* (HLB), também chamada de *greening* dos citros, foi confirmada nos pomares do estado de São Paulo (Coletta-Filho et al., 2004; Teixeira et al., 2005).

O *greening* dos citros é a doença mais destrutiva que pode atacar os pomares (Gottwald et al., 2007), tendo sido descoberta na Flórida. Hoje, já se espalhou por vastas regiões do mundo, como África do Sul, Brasil, China, Estados Unidos, Filipinas, Índia, Indonésia, Japão, Nova Guiné, Paquistão e Taiwan (Aubert, 1990; Da Graça, 1991; Garnier & Bové, 1995; Weinert et al., 2004; Halbert, 2005; Lopes et al., 2008; Tiwari et al., 2011). A doença ocasiona perdas de 30 a 70% da produtividade (Bové, 2006).

¹LCE - ESALQ/USP.

Em detrimento da importância dessa doença, há trabalhos que contemplam efeitos de pesticidas sobre o inseto, estudos genéticos e/ou ecológicos (Leal et al., 2010). Porém, há poucos estudos que levam em consideração a dependência espacial da doença ou do inseto vetor. Nesse sentido, os objetivos deste trabalho de pesquisa são descrever, por meio de modelos geostatísticos, a distribuição espacial do psilídeo em um pomar de citros do estado de São Paulo, ao longo de 52 meses de amostragem.

2 Material e métodos

2.1 Metodologia amostral

A área amostral é um pomar de citros da Estância São Francisco, no estado de São Paulo. Vinte plantas foram amostradas ao longo de 52 meses, consistindo, no total, 90 amostras aproximadamente quinzenais, que começaram na primavera de 2004 e prosseguiram até a primavera de 2008. Em cada uma das plantas, eram penduradas armadilhas adesivas amarelas (BUG agentes biológicos) dupla-face, com 18 cm de altura e 9,5 cm de largura a uma altura de 1,5 m do solo, aproximadamente. Os psilídeos que grudavam nas armadilhas eram contados após 15 dias de permanência das mesmas em campo.

As vinte plantas amostradas estavam dispostas de maneira regular na área experimental (Fig. 1), possuindo aproximadamente a mesma distância umas das outras na maior parte das vezes, o que dificultou um pouco a análise geostatística. Também o fato de serem apenas vinte amostras é outro fator que dificulta a análise. A área experimental apresenta declividade no sentido Oeste-Leste.

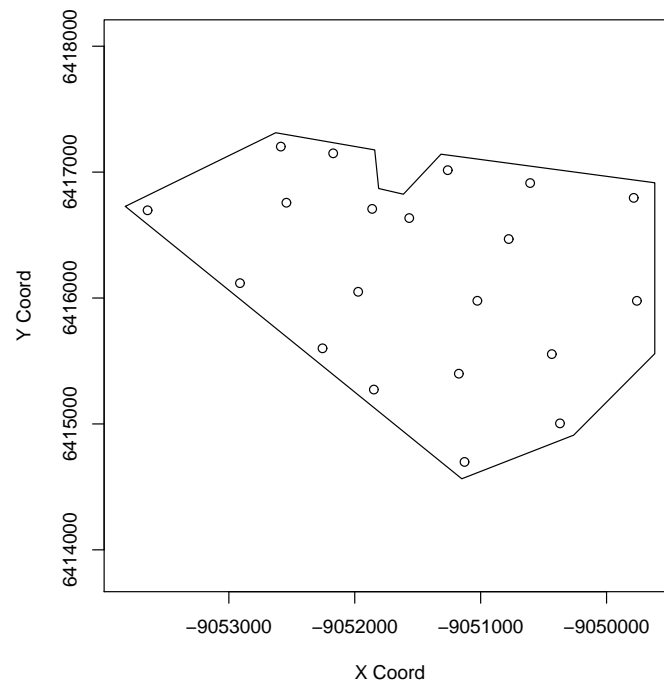
2.2 Metodologia geostatística

Um estudo feito recentemente indica que o modelo que mais se ajusta aos dados de levantamento amostral de *D. citri* é o modelo esférico (Leal et al., 2010). No presente estudo, foram testados diferentes modelos, como o esférico, exponencial e mátern. A incorporação de tendências para a média no modelo foi feita, sendo o ajuste de modelos com diferentes tendências incorporadas comparado por meio do teste de razão de verossimilhanças.

Como os dados consistem de contagens, análises para os totais das 90 amostragens em cada armadilha foram feitas considerando, primeiramente, distribuição normal para a variável transformada com o logaritmo natural (transformação indicada pelo método da potência máxima de Box-Cox). Posteriormente, foi ajustado um modelo linear generalizado de Poisson aos mesmos totais, sendo também ajustado outro modelo considerando prioris específicas para os parâmetros ϕ (alcance), σ^2 (*sill*) e β (média geral) e os respectivos mapas de predição espacial foram gerados.

Separando as amostragens por estações, como as mesmas consistiram de muitos zeros e

Figura 1: Croqui da área experimental. Os pontos representam locais de amostragem.



indivíduos isolados, foram criadas variáveis binárias (presença/ausência do psíldeo) por unidade amostral por estação. Modelos lineares generalizados com distribuição binomial foram ajustados a esses dados e mapas de predição espacial foram gerados para cada estação.

A Tabela 1 mostra os dados utilizados nas análises geoestatísticas.

3 Resultados e discussão

3.1 Modelos ajustados

Os dados que consistiam dos totais das contagens ao longo dos 52 meses sofreram transformação logarítmica antes de serem submetidos a análise por meio do modelo que pressupunha distribuição normal para os dados. Ao observar o semivariograma dos dados (Fig. 2), foram testados ajustes dos modelos esférico, exponencial e mátern, com e sem tendência de primeiro grau para a média (já que há declividade do terreno). Por meio do teste de razão de verossimilhanças e a partir dos valores da log-verossimilhança foi constatado que o modelo mátern sem tendência para a média foi o que melhor se ajustou aos dados (Fig. 2).

Ao ajustar o modelo com distribuição de Poisson a esses mesmos dados, porém sem transformação logarítmica, foi possível comparar as predições feitas por ambos os modelos (Fig. 3). Percebe-se que os valores preditos são semelhantes, havendo uma pequena tendência do modelo com distribuição normal superestimar os valores preditos em relação ao modelo de Poisson con-

Tabela 1: Conjunto de dados.

Armadilha	Sul	Oeste	Total
1	22:15:21.09	47:50:46.67	36
2	22:15:36.06	47:50:50.88	10
3	22:15:39.62	47:50:55.18	23
4	22:15:38.58	47:51:02.59	25
5	22:15:40.78	47:51:06.00	4
6	22:15:47.26	47:51:04.76	4
7	22:15:52.70	47:51:11.72	7
8	22:15:59.64	47:51:20.35	29
9	22:15:52.36	47:51:29.15	60
10	22:15:41.88	47:51:27.51	35
11	22:15:37.45	47:51:33.86	29
12	22:15:27.24	47:51:30.25	8
13	22:15:24.55	47:51:10.65	29
14	22:15:22.92	47:50:59.33	107
15	22:15:32.39	47:50:55.95	41
16	22:15:31.44	47:51:08.49	18
17	22:15:33.25	47:51:22.50	27
18	22:15:40.01	47:51:17.75	13
19	22:15:46.95	47:51:14.85	8
20	22:15:25.51	47:51:17.75	34

Figura 2: Semivariograma para os dados de totais de contagens com transformação logarítmica.

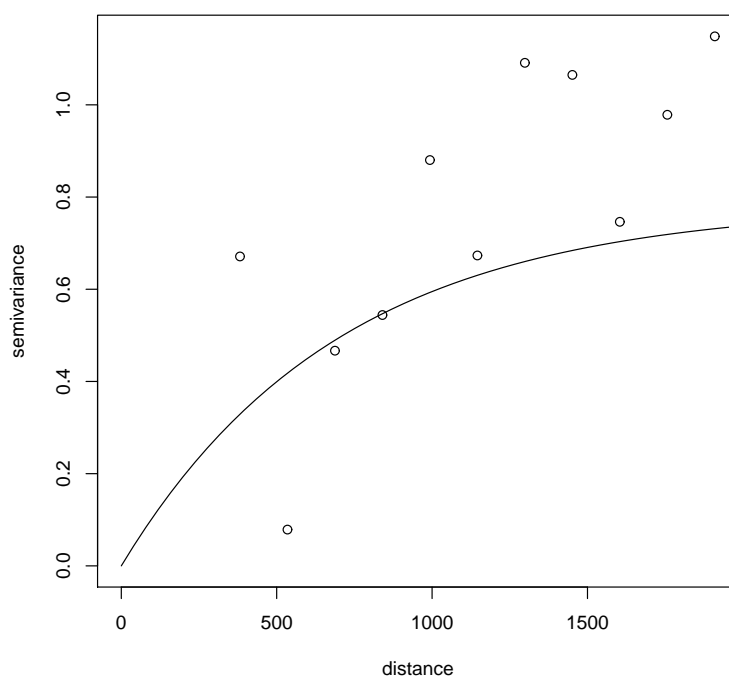
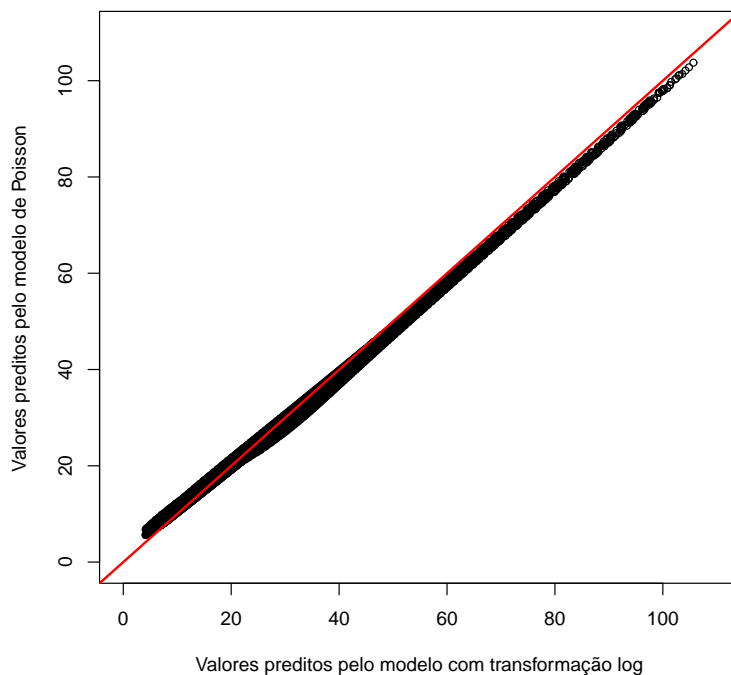


Figura 3: Gráfico de valores preditos pelo modelo com distribuição normal contra valores preditos pelo modelo de Poisson.



forme eles aumentam.

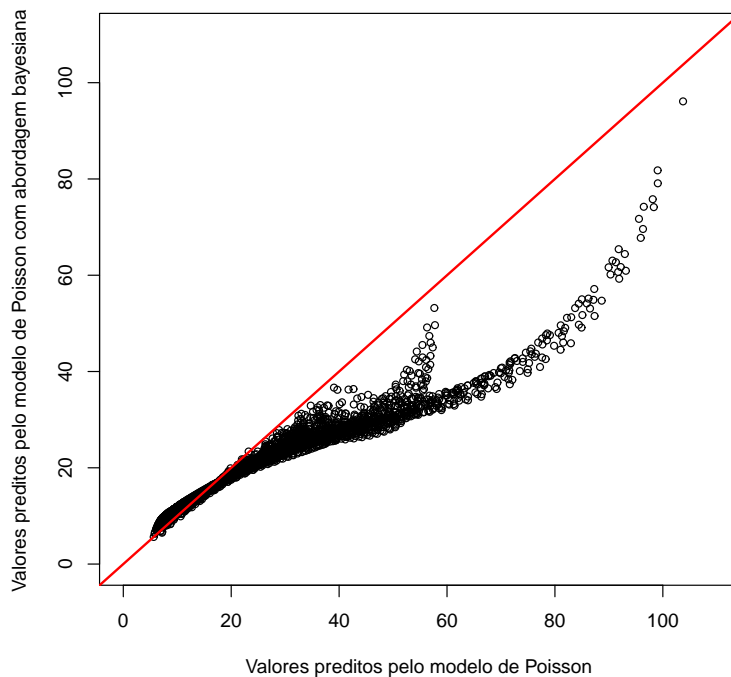
Ainda aos dados de totais por armadilha foi ajustado um modelo de Poisson com abordagem bayesiana. Assumiu-se prioris uniformes para β e σ^2 e uma priori exponencial para ϕ , pois as populações de *D. citri* organizam-se de modo a formar reboleiras. Ao comparar os valores preditos pelo modelo de Poisson sem e com abordagem bayesiana (Fig. 4), percebe-se que há uma grande diferença na predição, sendo que conforme os valores preditos aumentam, o modelo com abordagem Bayesiana tende a subestimar muito as predições em relação ao modelo de Poisson sem abordagem bayesiana.

As posteriores obtidas na análise bayesiana (Fig. 5) indicaram distribuição normal para β , uma distribuição assimétrica para σ^2 e uma distribuição bimodal para ϕ . Leal et al. (2010) obtiveram valores entre 55 m e 100 m para ϕ . A posteriori indicou média de 344,2 m, porém a primeira moda da distribuição é aproximadamente 100 m (Fig. 5).

A precipitação poderia ter sido inserida como covariável, pois segundo Regmi & Lama (1998) e Whiteside (1993), as populações de *D. citri* decrescem em regimes chuvosos, devido ao fato da água das chuvas eliminarem ovos e ninfas das folhas, sendo que o adulto da espécie prefere climas quentes e secos. Porém, esses dados não estavam disponíveis para inclusão na análise. Além disso, embora a área amostral apresentasse declividade, a inclusão das tendências na média não apresentou aumento significativo na qualidade do ajuste dos modelos.

Aos dados binários por estação do ano, foram ajustados modelos lineares generalizados com

Figura 4: Gráfico de valores preditos pelo modelo de Poisson contra os valores preditos pelo modelo de Poisson com abordagem bayesiana.



distribuição binomial e não foi utilizada a abordagem bayesiana nesse caso, nem inclusão de tendências para a média geral.

3.2 Distribuição do psilídeo

As Figuras 6, 7 apresentam os mapas de predição espacial gerados pelos modelos normal com transformação logarítmica e de Poisson, respectivamente. Nota-se grande similaridade nos dois mapas, que mostram que o psilídeo se concentra mais em dois pontos específicos, pertos das bordas. O mapa resultante da predição bayesiana (Fig. 8) mostra resultados um pouco diferentes, porém com o mesmo padrão descrito pelos mapas anteriores.

Percebe-se, na escala temporal (Figs. 9-12), que o psilídeo é encontrado com maior probabilidade nas bordas e há uma região central perto da borda norte na qual geralmente há uma probabilidade menor. No verão de 2006 e verão e outono de 2007 (Figs. 11 e 12, respectivamente) fica evidente o padrão de distribuição do inseto nas bordas da área. Esse padrão é esperado (Yamamoto, conversa pessoal).

Embora Yamamoto et al. (2001) tenham encontrado um pico populacional de *D. citri* na primavera e no verão no estado de São Paulo, bem como Wang et al. (1996) no Taiwan, no presente estudo não há evidências que corroborem esses resultados. Em teoria, há um maior fluxo vegetativo das laranjeiras na primavera e verão e, desse modo, maior número de brotações para o inseto.

Figura 5: Posterioris para β , σ^2 e ϕ .

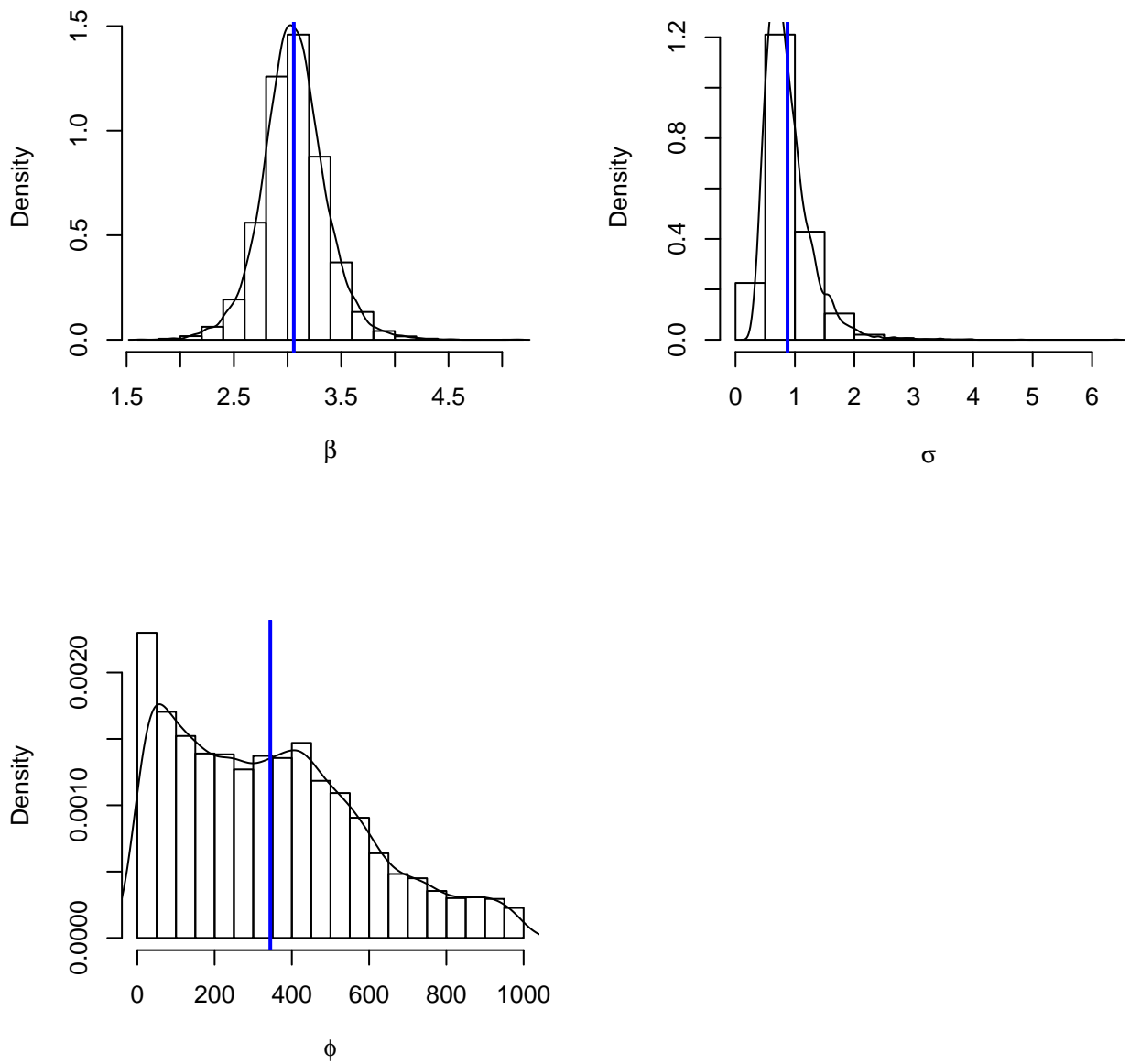
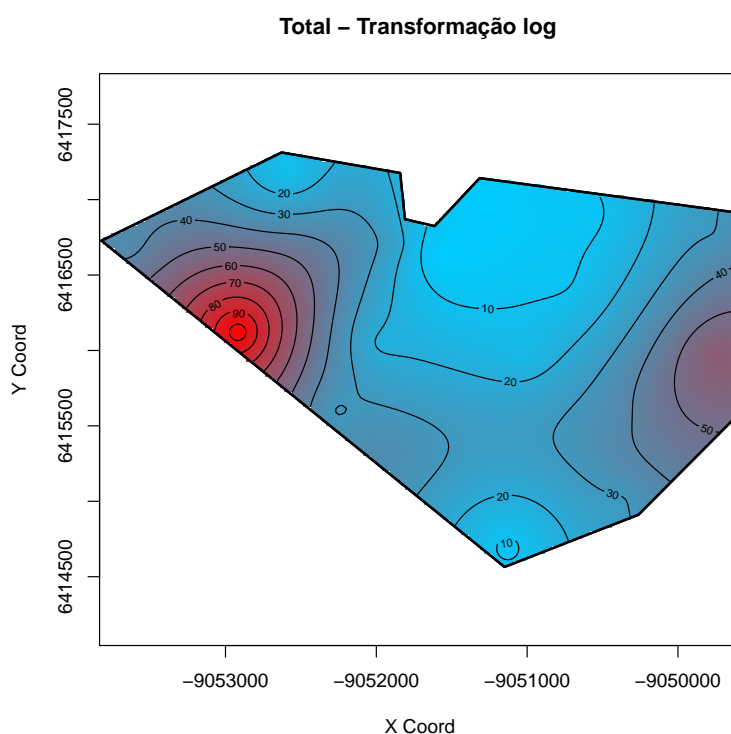


Figura 6: Mapa de predição espacial - modelo com distribuição normal.



Leal et al. (2010) observaram uma distribuição agregada do inseto, havendo coincidência das reboleiras de insetos e plantas infectadas com *huanglongbing*. Essa distribuição mais agregada ficou evidente em algumas estações, como verão e inverno de 2008 (Fig. 12), porém em outras há uma tendência mais uniforme perto das bordas da área, como por exemplo, primavera de 2005 e verão de 2006 (Figs. 10 e 11, respectivamente).

4 Conclusões

- Uma estratégia de controle de *D. citri* que dê atenção especial às bordas do pomar é uma abordagem interessante no combate à praga;
- A dependência espacial da ocorrência do inseto pode ser modelada geoestatisticamente, de modo a gerar mapas de predição espacial precisos;
- Modelos geoestatísticos que contemplem a correlação temporal dos dados podem fornecer estimativas importantes para a predição da distribuição da praga em um tempo seguinte, importante resultado para tomada de decisão em relação a medidas de controle;
- É possível que os resultados deste trabalho possuam um certo viés em detrimento da pequena quantidade de pontos amostrais e da distância aproximada entre os pontos.

Figura 7: Mapa de predição espacial - modelo de Poisson.

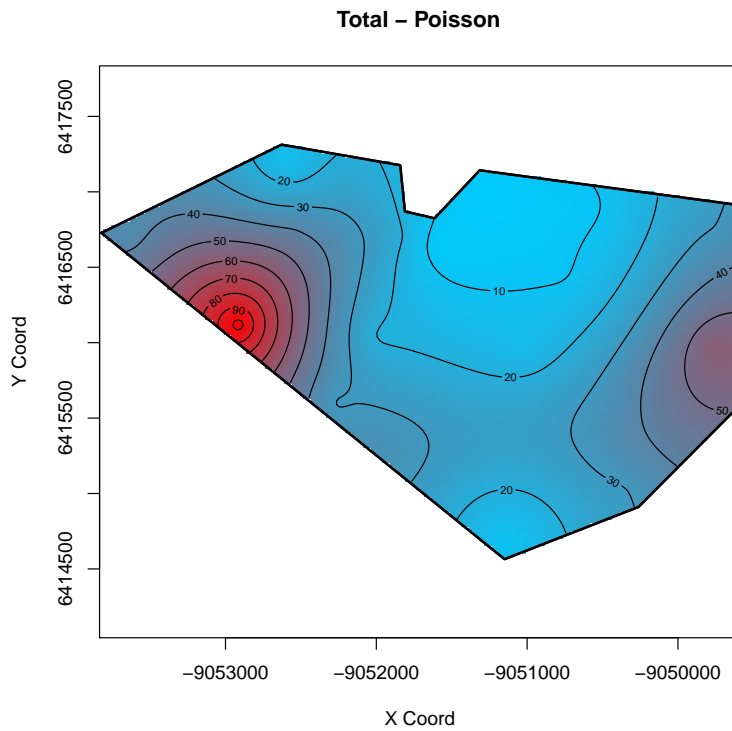


Figura 8: Mapa de predição espacial - modelo de Poisson com abordagem bayesiana.

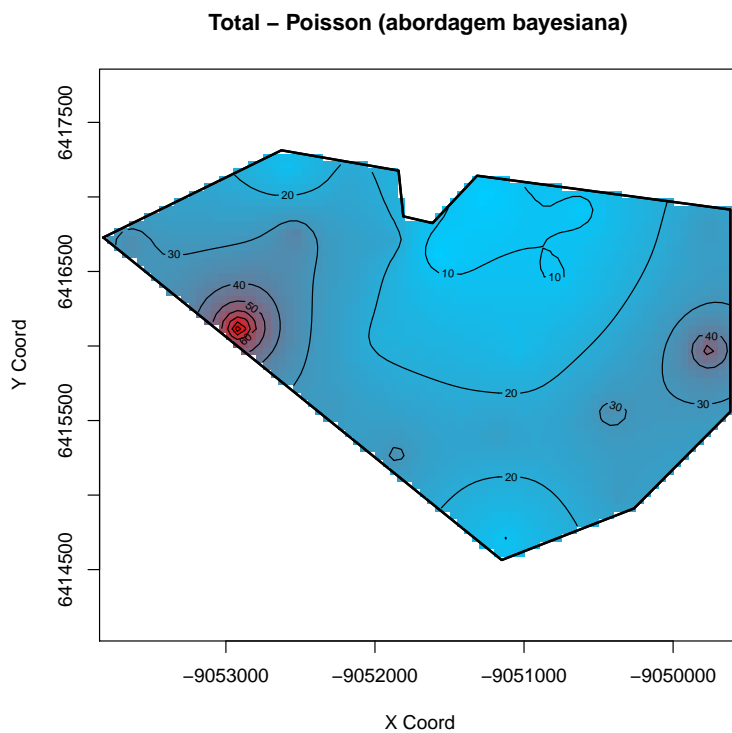
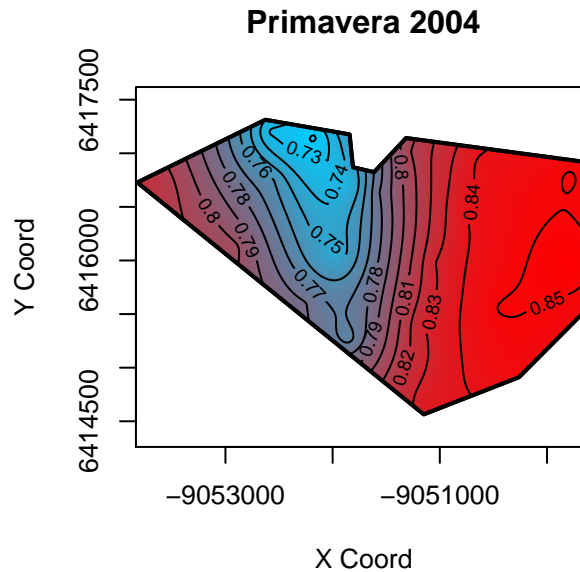


Figura 9: Mapa de predição espacial - ano de 2004.



Referências

- [1] Aubert, B. (1990) Integrated activities for the control of huanglongbing-greening and its vector *Diaphorina citri* Kuwayama in Asia. In: Aubert, B., Tontyaporn, S. & Buangsuwon, D., editors. In: Proceedings of the 4th International Asia-Pacific Conference on Citrus Rehabilitation, UNDP-FAO; Fevereiro; Chiang Mai, Thailand. pp. 133-144.
- [2] Bové, J. M. (2006) Huanglongbing: a destructive, newly-emerging, century-old disease of citrus. *Journal Plant Pathology*, Bari, 88:7-37.
- [3] Coletta-Filho, H. D., Targon, M. L. P. N., Takita, M. A., de Negri, J. D., Pompeu J. J., Machado, M. A., Do Amaral, A. M., & Muller, G. W. (2004). First Report of the Causal Agent of Huanglongbing (*Candidatus Liberibacter asiaticus*) in Brazil. *Plant Disease* 88:1382.
- [4] Costa Lima, A. M. (1942) *Insetos do Brasil: Homópteros*. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Agronomia, 3:1-327.
- [5] Da Graca, J. V. (1991) Citrus greening disease. *Annual Review of Phytopathology*, 29:109-136.
- [6] Garnier M. & Bove, J. M. (1995) Distribution of the huanglongbing (greening) *Liberobacter* species in fifteen African and Asian countries. In: Da Graca, J. V., Moreno, P. & Yokomi, R. K., editors. In: Proceedings of the 13th Conference of the International Organization of Citrus Virologists; Novembro; Fujian, China. Riverside: International Organization of Citrus Virologists, University of California; pp. 388-391.

Figura 10: Mapas de predição espacial - ano de 2005.

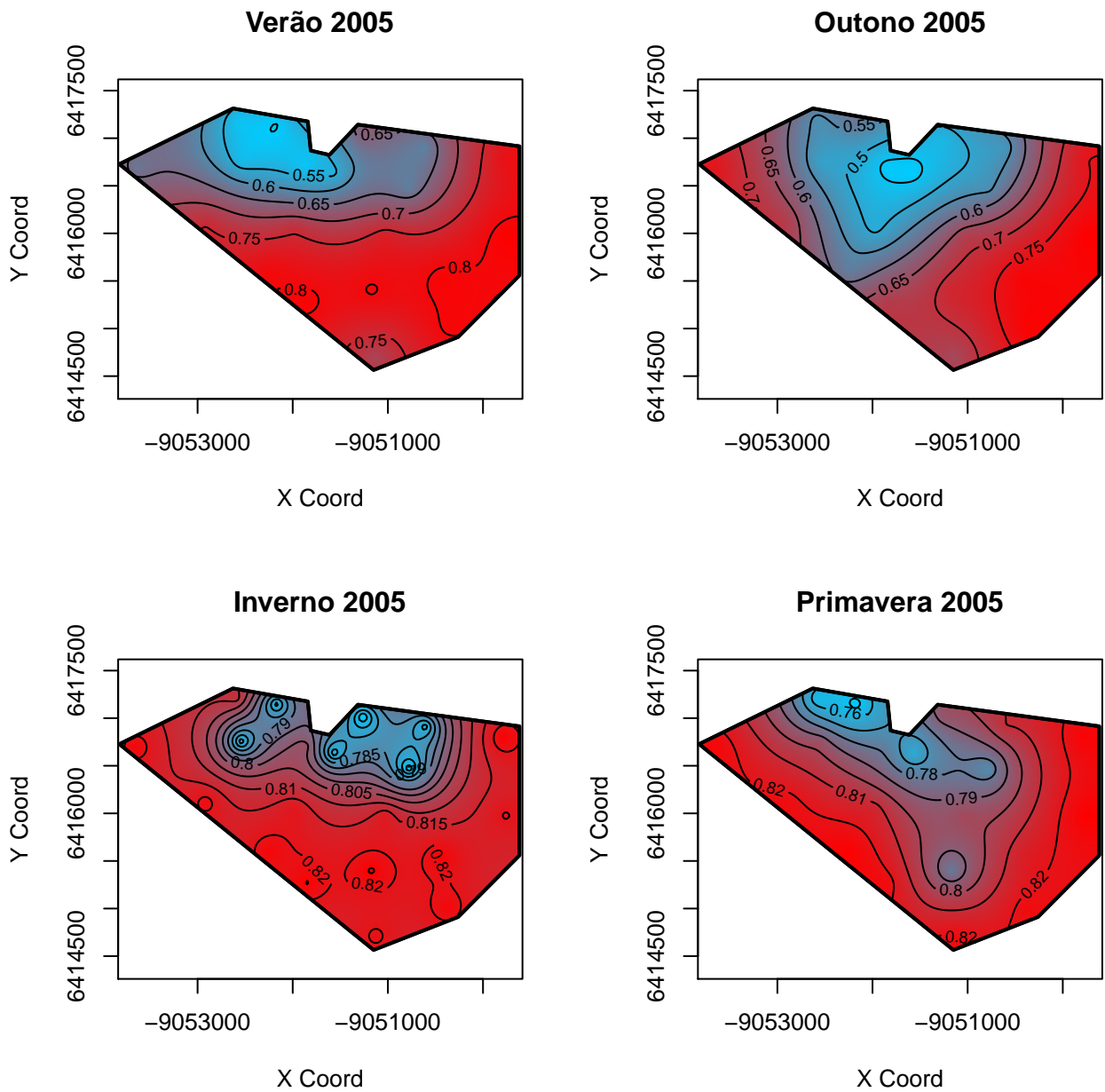


Figura 11: Mapas de predição espacial - ano de 2006.

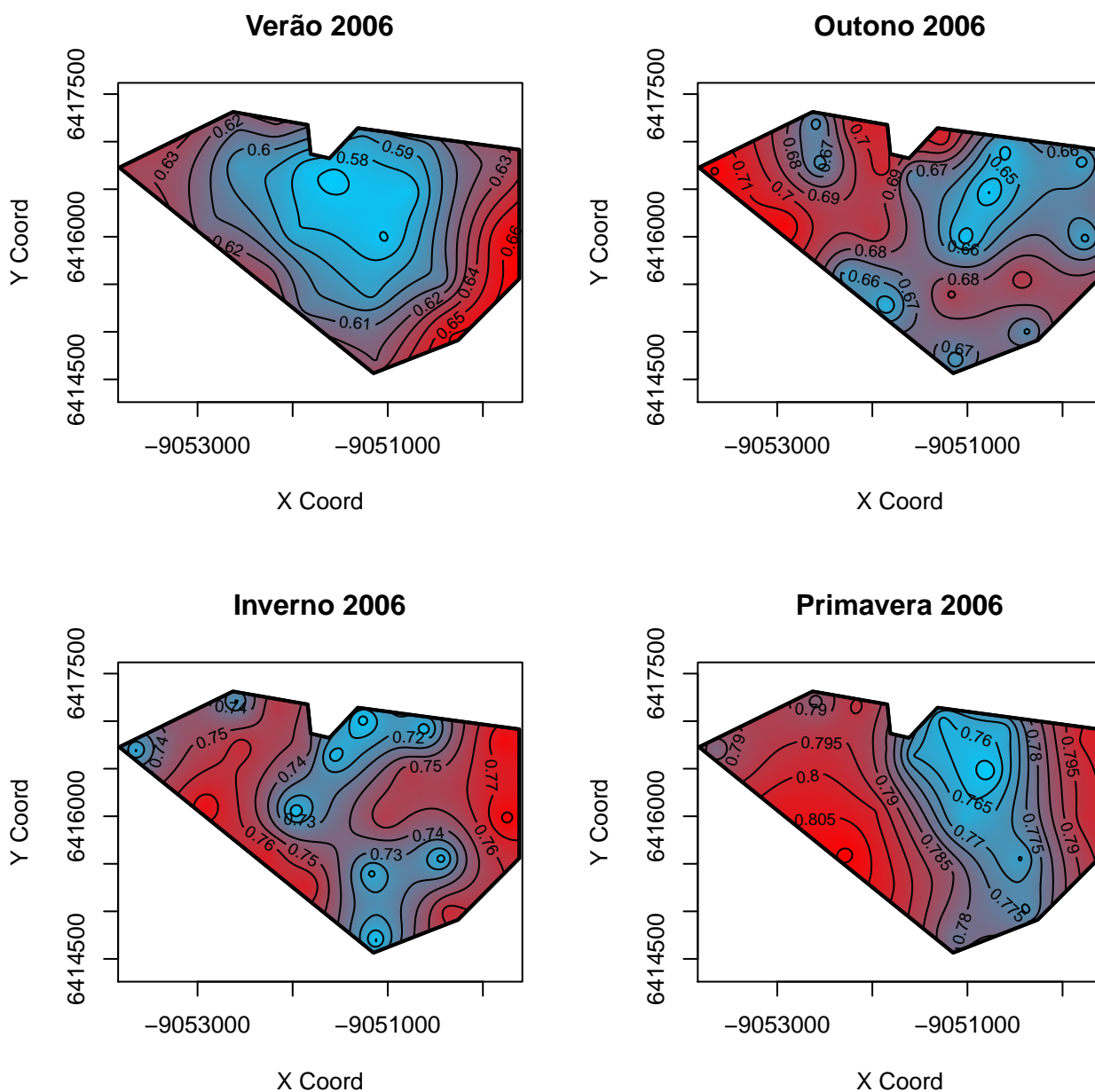


Figura 12: Mapas de predição espacial - ano de 2007.

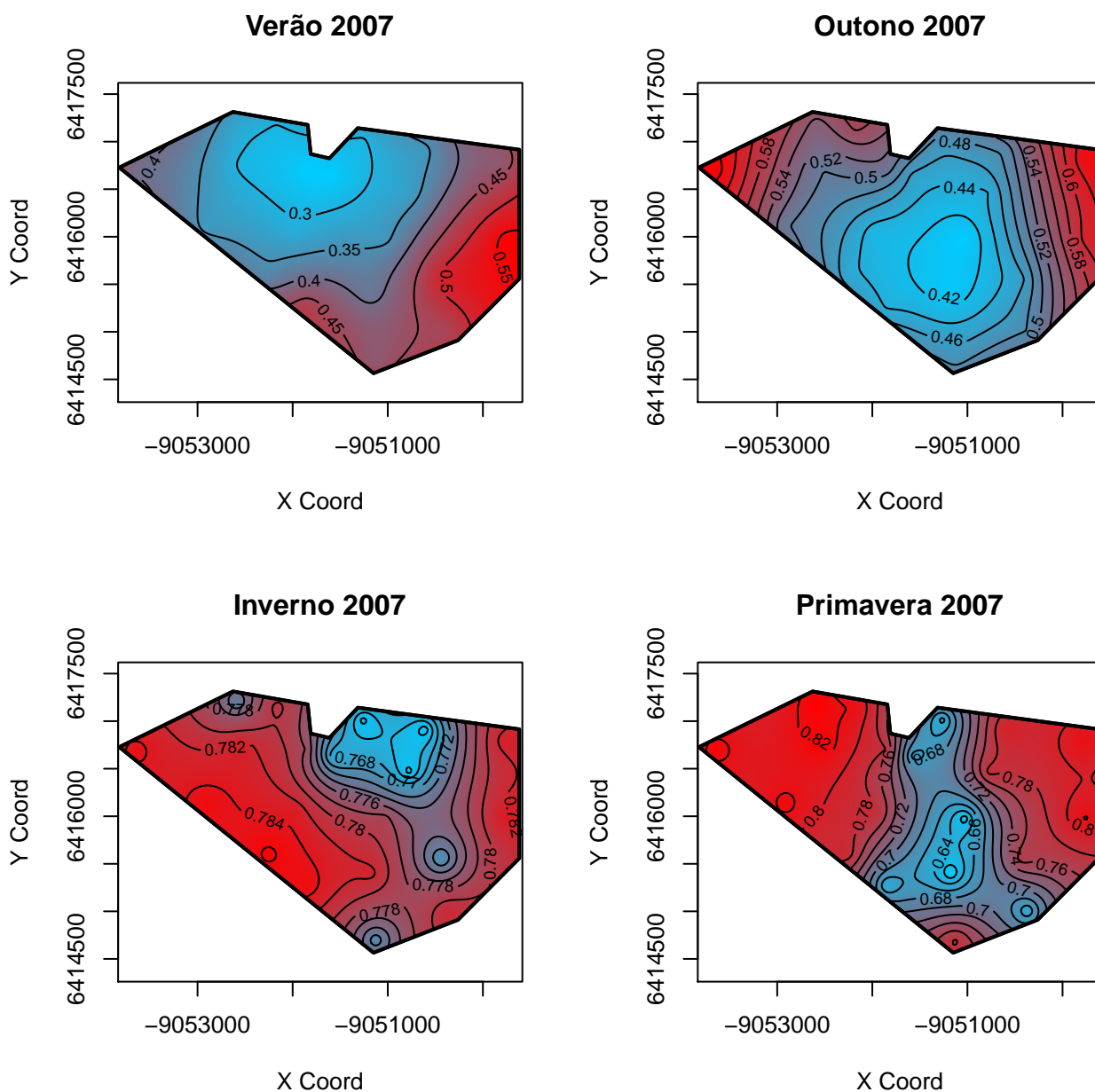
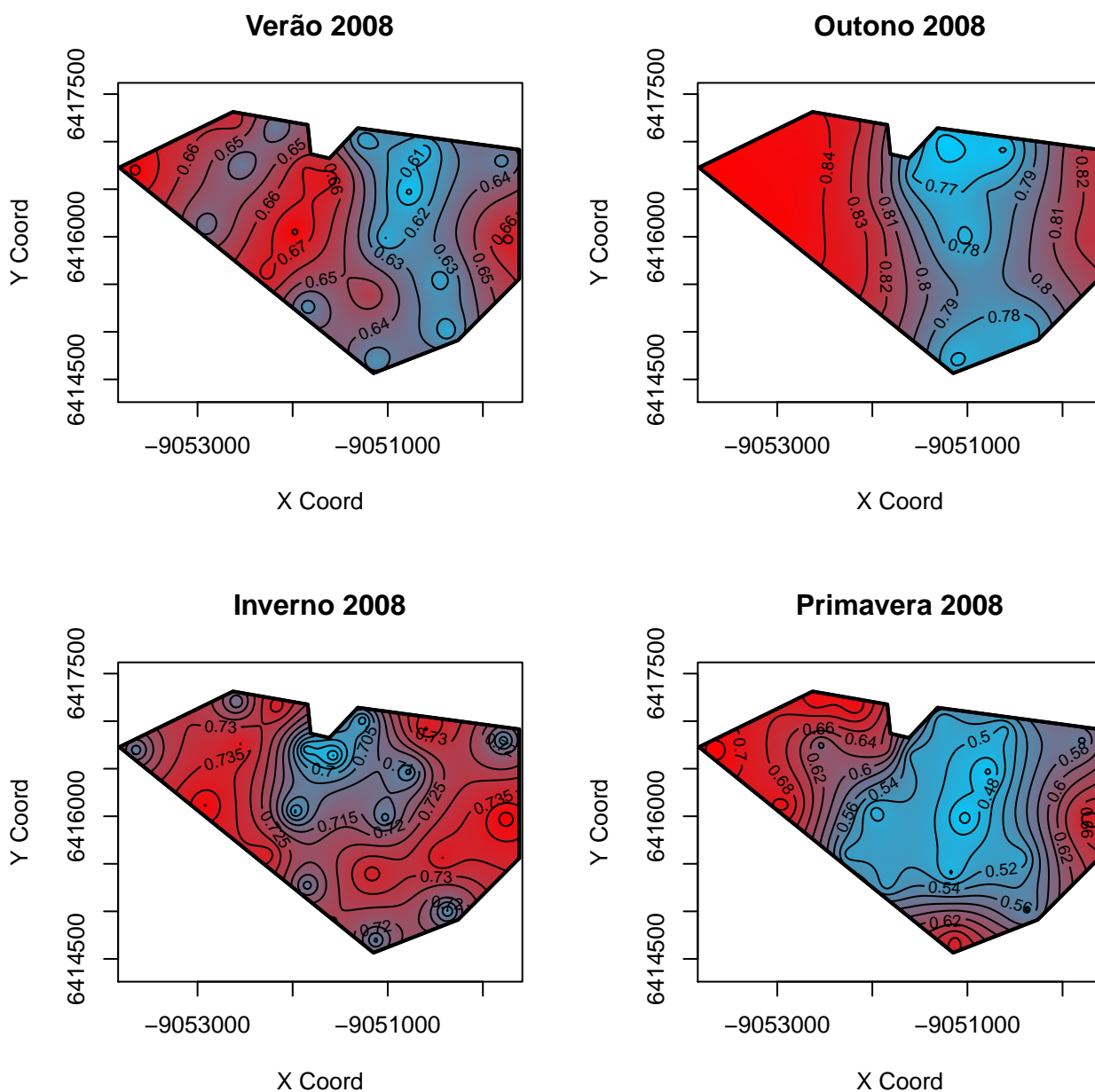


Figura 13: Mapas de predição espacial - ano de 2008.



- [7] Gottwald, T. R., Da Graça, J. V. & Bassanezi, R. B. (2007). Citrus huanglongbing: The pathogen and its impact. On line. Plant Health Progress doi: 10.1094/PHP-2007-0906-01-RV.
- [8] Halbert, S. (2005) The discovery of huanglongbing in Florida. In: Proceedings of the 2nd International Citrus Canker and Huanglongbing Research Workshop; Novembro; Orlando, Fla, USA. p. 50.
- [9] Leal, R. M., Barbosa, J. C., Costa, M. G., Belasque Junior, J., Yamamoto, P. T. & Dragone, J. (2010). Distribuição espacial de *Huanglongbing* (Greening) em citros utilizando geoestatística. Revista Brasileira de Fruticultura 32:808-818.
- [10] Lopes, S. A., Bassanezi Jr., Belasque, R. B. & Yamamoto, P. T. (2008) Management of citrus huanglongbing in the State of São Paulo-Brazil. In: Ku, T. Y. & Pham, T. H. H., editors. In: Proceedings of the FFTC-PPRI-NIFTS Joint Workshop on Management of Citrus Greening and Virus Diseases for the Rehabilitation of Citrus Industry in the ASPAC; Setembro; Hanoi, Vietnam. PhamPlant Protection Research Institute; pp. 107-117.
- [11] Regmi, C. & Lama, T. K. (1988) Greening incidence and Greening vector population dynamics in Pokhara. In: Conference of the International Organization of Citrus Virologists, 10:238-242.
- [12] Teixeira, D. C., Saillard, C., Eveillard, S., Danet, J. L., Costa, P. I., Ayres, A. J., & Bové, J. (2005). Candidatus *Liberibacter americanus*, associated with citrus huanglongbing (greening disease) in São Paulo State, Brazil. Int. J. System. Evolut. Microbiol. 55:1857-1862.
- [13] Tiwari, S., Mann, R. S., Rogers, M. E. & Stelinski, L. L. (2011) Insecticide resistance in field populations of Asian citrus psyllid in Florida. Pest Management Science, 67:1258-1268.
- [14] Wang, L. Y., Hung, S. C., Hung, T. H. & Su, H. J. (1996) Population fluctuation of *Diaphorina citri* Kuwayama and incidence of citrus likubin in citrus orchards in Chiayi area. Plant Prot. Bull, Taiwan, 38:355-365.
- [15] Weinert, M. P., Jacobson, S. C. & Grimshaw, J. F. (2004) Detection of Huanglongbing (citrus greening disease) in Timor-Leste (East Timor) and in Papua New Guinea. Australasian Plant Pathology, 33:135-136.
- [16] Whiteside, J. O., Garnsey, S. M. & Timmer, L. W. (1993) Compendium of citrus disease, 2 ed, Saint Paul: American Phytopathological Society, 80p.
- [17] Yamamoto, P. T., Paiva, P. E. B. & Gravena, S. (2001) Flutuação populacional de *Diaphorina citri* Kuwayama (Hemiptera: Psyllidae) em pomares de citros na região norte do estado de São Paulo. Neotropical Entomology, 30:165-170.