

クリギング法を用いた空中散布による農薬飛散の空間予測

澤田 泰人^{*}・長崎 洋子^{**}・岡本 敏^{**}

Spatial Prediction by Kriging on the Dispersion of Aerially-Sprayed Pesticide

Yasuto Sawada^{*}, Youko Nagasaki^{**} and Satoshi Okamoto^{**}

I 緒 言

無人ヘリコプター（以下 無人ヘリ）を用いる空中散布は、主回転翼の直下に生じる下降気流に乗せて薬剤を作物まで運ぶダウンウォッシュの原理（市川ら, 1994；井上ら, 2008）を用いた作業効率の優れた防除方法であり、その防除効率の良さから無人ヘリの普及台数を増加している（関口, 2004）。しかし、広域に一斉散布することで農薬成分が目的外の地区へ流出し周辺環境に影響を及ぼすことが懸念され（斎藤, 2003），また、農薬散布後の飛散等にともなう大気の農薬汚染が危惧されている（安藤, 2006）。

2006年5月における食品衛生法の改定から残留農薬に対するポジティブリスト制度が導入されたため、農業生産者らはこれまで以上に農薬散布時における農薬の漂流飛散の低減を求められている。農薬の飛散は、農業生産者に残留農薬による農産物の出荷停止や損害賠償の重大なリスクを生む。また、農薬の飛散によって対象農産物への防除効果が不充分であれば、農薬散布費用に見合った収益の得られないことが起きる。新しい農薬散布方法では、その開発段階において有効性の試験を行う（長崎・田村, 1995）。しかし、農業生産現場では散布した農薬の拡散状況を散布直後に確認し、さらには、散布方法の評価を目的とした作業は行われていない。

霧状に散布された農薬の拡散については、距離を説明変数とする指數関数によって説明が可

能であり（川村ら, 1969；鈴木ら, 1992），中嶋ら（2008）は、ビニールハウスを密閉した中で農薬を散布し最小自乗法によって求めた指數関数を用いて農薬の飛散量と距離との関係の説明を試みている。しかし、このような指數関数によって飛散量と距離間の現象を説明する場合、同じ直線上に調査地点の並んでいることが条件であるため、風に左右される野外ではほ場周辺の飛散量を説明する指數関数は無数に存在する。したがって、ほ場周辺における農薬飛散量は、最小自乗法による指數関数では解析が容易でなく、観測値と位置を記録した空間データとして解析することが必要である。

近年、この空間データの解析を目的に地球統計学においてクリギング法が開発された（吉岡, 2002；Wackernagel, H., 2003）。クリギング法は、ある地点における値を周囲の測定値を用いて推定誤差分散を最小にする加重平均によって推定する方法である（Wackernagel, H., 2003；正路・小池, 2007c）。その加重平均値は、距離の近い測定値からの寄与を大きくするため、距離と値の較差との関係であるバリオグラムを加重のモデルとして最良線形不偏予測（BLUP）によって求められる（Pebesma, E.・Wesseling, C, 1998）。

クリギング法では、最小自乗法で不可能であった直線配置から外れる地点の未知値を予測することが可能である。国内の農業研究においては、ほ場における土壌成分量の分布調査（矢内ら, 2002；Hache, C. et al. ; 2004, 柳ら, 2004）に

*技術普及部 普及調整グループ, **資源環境研究部 土壌環境グループ

クリギング法が使われている。これらの先行研究は、調査対象が土壌成分量の空間データであるため、同様に農薬飛散量の空間データについてもクリギング法の適用を示唆すると考える。そこで、本研究ではほ場周辺の農薬飛散量を空間データとして測定し、クリギング法を用いて農薬飛散量の空間予測を行うとともに、慣行的に農薬飛散の説明に用いられてきた最小自乗法による指數関数と予測値を比較した。

なお、地球統計学では観測データから任意位置での確率変数である「農薬の飛散量」を知ることには「予測」という用語が使われる（間瀬・武田、2001）ため、本報でも「予測」という表現を用いた。

本研究のデータ解析においては、島根大学医学部医学科医療情報学講座 津本周作教授および同講座 安田晃氏から記述統計の有益な助言を賜った。また、実施にあたっては当センター技術普及部農業環境グループ 渡邊民雄元課長および同グループ 青山不二男氏、農産技術普及グループ 曽田泰弘前課長に企画段階から協力をいただいた。農薬散布実験においては当センター技術普及部、企画調整スタッフおよび資源環境研究部の諸氏に協力していただいた。これらの方々に深く感謝の意を表する。

II 試験方法

1. 無人ヘリによる農薬散布

試験ほ場は、当センターの小麦栽培ほ場で面積が1,242m²、形状が長方形であり、長辺が北北西と南南東を結ぶ直線上に位置する。2007年4月19日に無人ヘリ（機種：RMAX）によってプロピコナゾール25%の8倍希釀液を散布する散布試験を実施した。無人ヘリはほ場上空を北東と南西の方向を高度3mから4mで数回往復飛行した。

風速と風向の計測は地上1m付近で行い、風速の測定には（株）カスタム製 MODEL CW-50 ANEMOMETORを使用して散布開始から散布終了直後にかけた1秒毎の風速を記録した。風向の計測には発泡プラスチック板と硬質プラスチック棒とで作成した矢羽根型風向計を用いた。

調査地点の配置を図1に示す。調査地点の配置は、ほ場の形状や周辺地理などの立地条件、

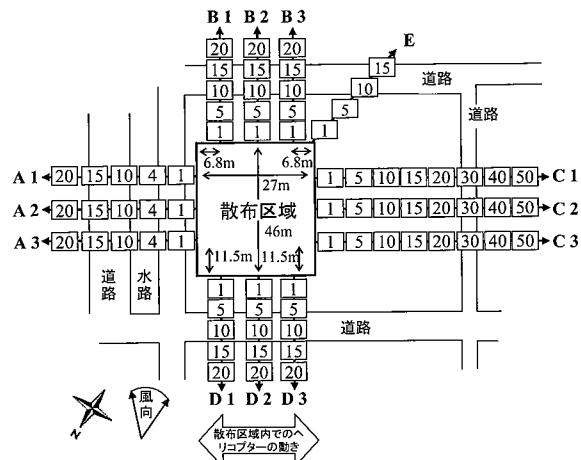


図1 調査地点の配置

注) 数値を囲む矩形は調査地点の位置を示し、数値はほ場の端からの距離(m)を示す

無人ヘリの進行方向、散布前の風速と風向によって決定した。調査地点の総数は73か所であった。

調査地点には、内径86mmのガラスシャーレを設置した。農薬散布直前にシャーレの蓋を取り、散布終了時から5分後にシャーレを回収した。ガラスシャーレに付着した農薬の測定は環境省が実施している農薬残留対策総合調査に準じて行った。農薬の検出されなかった調査地点では、定量分析の検出限界値である0.0018μg/cm²を飛散量とした。

2. 農薬飛散量の記述統計量

記述統計量の算定においては、代表値が過小に見積もられることを避けて農薬の検出されなかった調査地点を記述統計から除外した。飛散量が右裾広がりの分布を呈したことから、その分布を対数正規分布と仮定し、正規化を目的に自然対数に変換した値の分布と素の値の分布の2通りで統計量を算出し比較した。自然対数に変換した場合の分布では、逆変換して単位を戻し統計量を求めた（市原、1990）。また、正規分布への適合を帰無仮説 H_0 ：「母分布は正規分布である」とする有意水準5%でのShapiro-Wilk検定によって判断し、正規分布に近似した方の分布における記述統計量を採択した。

3. 農薬飛散の空間解析

空間解析の前処理として、試験ほ場とほ場周辺を含む120m四方の調査区域に対し一辺を0.5

mとする等間隔格子を重ね、全調査地点の飛散量73点を格子データに納めて平面座標を伴う空間データに置き換えた。また、農薬の検出された地点の飛散量は対数正規分布であると仮定したため、飛散量には対数変換した値を用いた。

この空間データからクリギングのモデルになる理論バリオグラムを求めるにあたっては、農薬飛散に幾何異方性を仮定して調査地点の配置図（図1）の正中線を基軸に時計回り45°毎に許容角度を両側に22.5°、計45°をとて、四方向の標本バリオグラム（式1）を作成した。これら四方向の標本バリオグラムの中から打点の配置が指指数型モデルに最も適合する標本バリオグラムを目視で選択して、理論バリオグラムを当てはめた。

$$\gamma(h) = \frac{1}{2n_h} \sum (z(x_i) - z(x_i - h))^2 \quad \text{式1}$$

$\gamma(h)$: 距離 h における標本バリオグラム

n_h : 距離 h である調査地点対の数

$z(x_i)$: 調査地点 x_i の飛散量の対数値

$z(x_i - h)$: x_i から距離 h にある調査地点の飛散量の対数値

なお、理論バリオグラムに幾何異方性を仮定したことによって、理論バリオグラムの3つのパラメータ（式2）を一義的に最適化できないため（Pebesma, E.・Wesseling, C., 1998），各パラメータの初期値を任意に変化させる非線形の最小自乗法を繰り返して複数の理論バリオグラムを発生させて、残差平方和（SSE）に基づき一つの理論バリオグラムを選定した。

続いて、この理論バリオグラムを用いて幾何異方性に由来する農薬飛散の向きを見出した。まず、理論バリオグラムをモデルとして通常型クリギング法によって予測値を求め、予測値を指數で逆変換して飛散量の単位に戻し、その値を二次元座標に打点して予測図を描き、予測図面上で飛散の向きを定めその方位角を計測した。

$$\gamma(h; \theta) \|h\| > 0 = \theta_0 + \theta_1 \left\{ 1 - e^{(-\|h\|/\theta_2)} \right\} \quad \text{式2}$$

$$\gamma(h; \theta) \|h\| = 0 = 0$$

θ_0 : ナゲット効果

$\theta_0 + \theta_1$: シル

θ_2 : レインジ

h : 点対の離間距離と方向のベクトル

$\|h\|$: ベクトルの大きさ

この飛散の向きを空間予測に反映させるため、幾何異方性の方向を主軸とする座標変換を加えて理論バリオグラムを等方性に修正し、改めて通常型クリギング法を使って予測値を求めた。さらに、最後に得た理論バリオグラムのレンジとナゲット効果から、予測に寄与する調査地点間の距離の限界と偶然誤差の有無（間瀬・武田, 2001；齋藤・川谷, 2002；Wackernagel, H., 2003）を判断した。

また、空間予測の精度をみるため、予測図と同じ二次元座標に推定誤差分散を打点した。推定誤差分散は予測値とは異なり、逆変換した値では意味を有しないことから、対数値のまでの推定誤差分散を用いた（市原, 1990, Wackernagel, H., 2003）。

さらには、農薬飛散の全体像を風下側から鳥瞰して飛散の特徴を見るため、予測値によって距離の二次元曲面上に飛散量の予測面を描いた。

4. クリギング法による空間予測と最小自乗法による指指数曲線の比較

クリギング法による空間予測面の断面を最小自乗法による指指数関数と同一区間で比較するため、指指数変換した距離によって飛散量を説明する指指数関数モデル（式3）を仮定し、指指数関数的な減衰をしめす系列の観測値を変数に用いて指指数関数の係数を最小自乗法によって求めた。

$$y = ae^{bx} \quad \text{式3}$$

a, b : 回帰係数

x : 距離

y : 飛散量

e : ネピア数

空間データの解析処理には、統計計算とグラフィックスのための言語・環境「R」(<http://www.r-project.org/>) のgstatパッケージを用い、空間補間のマップと二次元曲面図の描画にはlatticeパッケージおよびrglパッケージを用いた。さらに、最小自乗法には関数nlsを用いた。

III 結果及び考察

1. 無人ヘリによる農薬散布

農薬散布中の風速は0 m/s～1 m/sであり、また、風向は北と北北東の間を常時変動した。

調査地点73か所のうち35か所のシャーレから農薬が検出された(図2)。農薬の検出された地点の多くは風下側にあたる南東から南西側にかけて偏在し、系列B2の1m地点において最大飛散量 $0.395\mu\text{g}/\text{cm}^2$ が観測された。一方、風上側の系列A1～A3では、飛散は4m地点と1m地点の場に近い地点で認められた。

各系列における飛散量は、散布区域から遠ざかるにつれて減衰傾向を示した。しかし、系列B3の15m地点、系列C1の30m地点、系列C2の5m地点、系列C3の30m地点の4か所は、散布区域側に一つずれた地点より若干増加し、B3およびC1～C3の4系列は減衰傾向にはなかった。このことは、これら4系列の飛散量を最小自乗法による指数関数によって説明を試みた場合、指数関数による予測値が観測値と明らかに異なる地点の存在することを意味する。また、減衰傾向を指数関数によって説明するには、系列毎に固有の指数関数が必要となり、さらには、系列と系列の間に位置する地点には新

たな指標関数が必要である。

2. 農薬飛散量の記述統計量

図3に農薬を検出した調査地点35か所の飛散量のヒストグラムを示す。ヒストグラムは、比較的小さい値を多く含み右裾広がりの分布を呈した。分布を対数正規分布と仮定し自然対数で変換して正規化を試みた場合では(図4)、階級-4～-2に多くの度数を含む单峯型の分布に変わった。表1に示す記述統計量では、素の分析値は、平均値の95%信頼区間は負数を含んで無意味であり、正規分布への適合度検定ではp値は有意水準0.05を下回って帰無仮説が棄却されたため、明らかに正規分布ではなかつた。一方、対数変換して正規化を試みた分布は、尖度、歪度ともに0に近づいて高い正規性を示した。正規分布への適合度検定ではp値が有意水準0.05を超過して帰無仮説は棄却されなかつたため、対数正規分布と見なした。したがって、分析値の記述統計量には対数正規分布の統計量を逆変換した値を採択し、平均値は $0.017\mu\text{g}/\text{cm}^2$ 、95%信頼区間は $0.001\mu\text{g}/\text{cm}^2$ ～ $0.274\mu\text{g}/\text{cm}^2$ と算定した。

地球統計学は、統計学と同じ基礎理論の上に成り立っており、対数に変換することで正規分

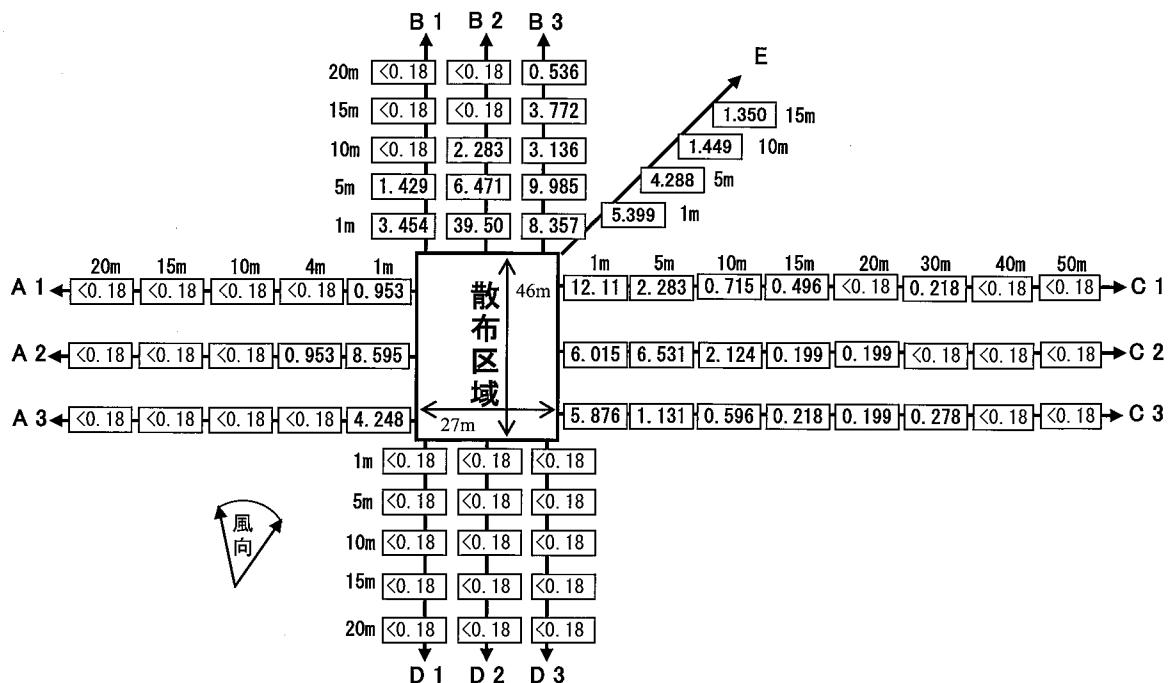


図2 各調査地点における飛散量
注) 矩形に囲まれた数値は飛散量($\times 10^{-2}\mu\text{g}/\text{cm}^2$)を示す

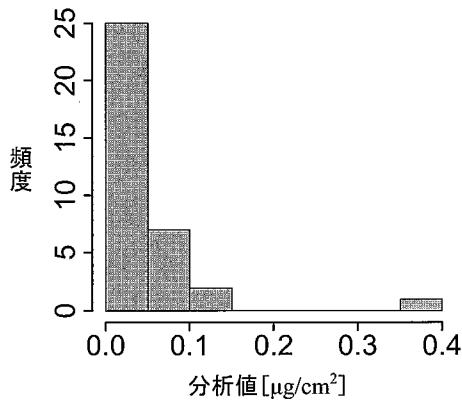


図3 分析値のヒストグラム

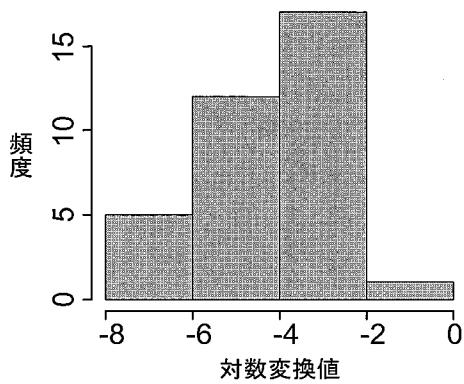


図4 分析値の対数変換値のヒストグラム

表1 飛散量の分析値と正規化後の値の記述統計量 (n=35) 平均値

	平均値 $\mu\text{ g}/\text{cm}^2$	95%信頼区間 $\mu\text{ g}/\text{cm}^2$	尖度 ^{a)}	歪度	p 値 ^{b)}
分析値	0.042	-0.093~0.177	16.6	3.8	2.48×10^{-9}
正規化	0.017	0.001~0.274	-1.0	0.02	0.175

a) 0を基準とする b) Shapiro-Wilk検定による

布に従うのであれば各値の対数を用いる必要がある（正路・小池, 2007a）ことから、今回のデータについては、対数変換した値によって記述統計量を求めることが適切と考える。実際、対数変換しない分析値の平均値は2倍以上に見積ることになるため（表1）、観測値の分布の確認は不可欠である。一般に空間において濃度を表すデータは、対数正規分布に従い対数変換によって正規分布に従うことが多く（間瀬・武田, 2007），今回の農薬を検出した調査地点の飛散量についても同じ理由で正規化できたものと思われる。

3. 農薬飛散の空間解析

次に空間予測についての結果を示す。四方向のバリオグラム（図5）では、標本バリオグラムは指數型モデルに適合した理論バリオグラムを描いた。しかし、理論バリオグラムに対する逸脱については、角度0°方向のバリオグラムが他より顕著なため、飛散量に幾何異方性を認めた。

図6に空間予測と系列B2の位置を示す。B2系列では、飛散量の最大地点から場の外側に向かって予測値は円滑な減少を示した。幾何異方性に伴う農薬飛散の向きは、北を基点とする

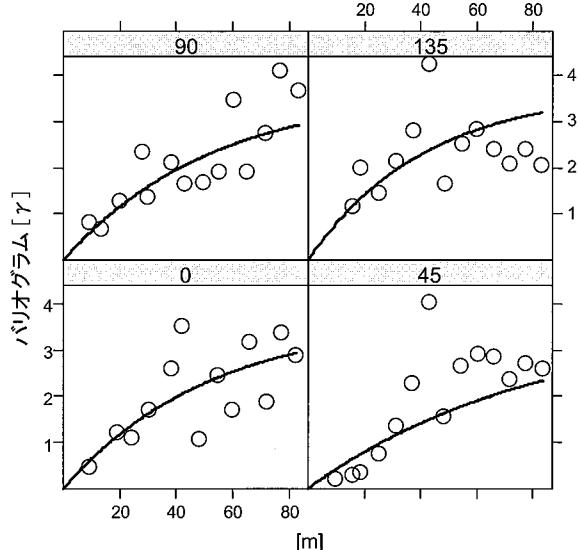


図5 四方向の標本バリオグラムと理論バリオグラム

注) 標本バリオグラム (○)
理論バリオグラム (実線)
0, 45, 90, 135は図1の正中線を基準にする方位角

方位角203°であった。また、飛散の多い領域が最大地点を中心とする同心橈円の一部として認められた。農薬散布時に北ないし北北東の風を観測したため、幾何異方性の存在は予見できしたことである。しかし、具体的な方向を読み取るために、クリギングによる予測図が必要である。飛散の向きの方方位角203°は、飛散量の濃度

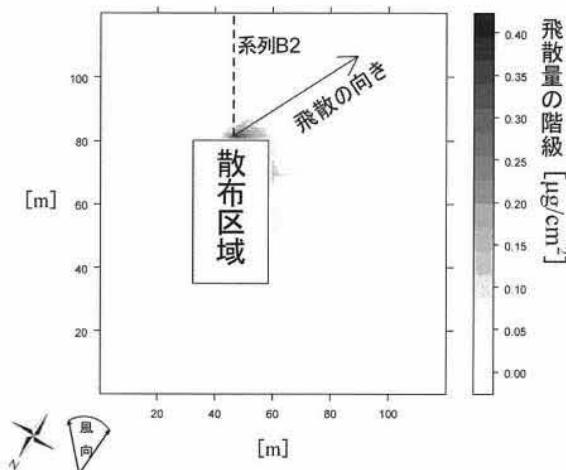


図6 空間予測および系列B2の位置

表2 理論バリオグラムのパラメータ

シル	レインジ	ナゲット効果
3.69	82.8	0

を反映した同心楕円体の長軸の方位角に該当し、飛散が風下に向かうことを示している。しかし、この方位角203°は、風向の北ないし北北東の間にはない。これは自然風の風速と風向の頻繁な変化によってほ場とその周辺における気流は常時一定には成り得ないためと説明できる。したがって、飛散の向きを観察された風向と同じとして一意に定めることは適切ではないと考える。

理論バリオグラムのパラメータ（表2）について、レインジの値82.8は予測に寄与する調査地点間の距離の限界が82.8mであることを意味する。また、各理論バリオグラム（図5）はレインジ以降にも正の勾配を示すものの、指数型モデルの理論バリオグラムではレインジはシルの95%に達した距離に近似することから（正路・小池, 2007b），理論バリオグラムのシルは3.69と算定された。

理論バリオグラム（図5）においてy切片に相当するナゲット効果は偶然誤差に関係する（間瀬・武田, 2001；齋藤・川谷, 2002）。このナゲット効果（nugget effect）の起因の一つにサンプリング間隔が大きすぎることがあり（齋藤・川谷, 2002），今回の調査ではナゲット効果が0であることから、調査地点の間隔は少なくとも過大ではなかったと考えられる。今後の調査においては、調査地点の間隔を広げて調査

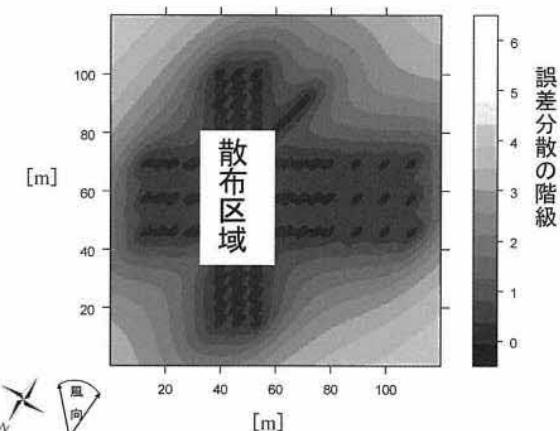


図7 対数変換値の推定誤差分散

効率を改善できる余地があると思われる。

図7に対数変換値の推定誤差分散を示す。この推定誤差分散は予測値の精度を表す。調査地点の近辺では幾何異方性の方向に沿って予測精度は高く、調査地点から離れるにつれて精度は低下傾向にあった。

農薬の検出されなかった地点では飛散量を検出限界値に定めたことから、実質的には飛散量のなかった地点にも推定誤差分散が示された。

これは、空間予測には農薬の検出されなかった地点の情報を含むことを意味する。今回の試みでは、農薬の検出された35地点だけではバリオグラムは形成できず、全飛散量73点によって形成が可能であった。ところで、農薬の検出されなかった地点と農薬の検出された地点との測定対には、距離の長い対が多く、特にレインジより長い測定対は空間予測にはあまり反映されない。そのため、クリギングでの予測値が観測値から受ける寄与は、両者の距離が短いほど多く、長くなるにつれて少なくなる。今回的小規模データにあっては、農薬を検出した地点は偏在してそれらの測定対の距離が比較的に短かったため、値の大きい予測値への寄与が多い。一方、農薬を検出しなかった地点の多くは、飛散の偏在域から離れたことによって偏在域の予測値を算出する相加平均では小さい加重を付与され、さらに、値の小さい検出限界値であったことから寄与は少ない。したがって、クリギング予測値が大きい地点については、実質的には農薬を検出しなかった地点の観測値の寄与は少なかったと考えられる。また、正路ら（2007b）は、

対数への変換によって典型的なバリオグラムの得られるデータは往々にして対数正規分布をしていると述べ、対数変換によるバリオグラムと対数正規分布との関係性を示唆している。このことから、飛散量が対数正規分布に正規化されたこともバリオグラム形成の要因になったと解釈される。

ところで、バリオグラムの形成にかなうデータの確保は、採取方法に委ねるところが大きい。これは調査地点の配置を決める実験計画に遡る重要な問題である。しかし、制御不可能な自然風の影響下で効率的にデータを確保する方法については今後に残る課題と考える。

ほ場周辺の農薬飛散の全貌を捉えるため、図8に風下側の系列E側から鳥瞰した空間予測値の二次元曲面図を示す。予測値は山にも見える曲面に描写され、最大地点から風下側に向かって減衰した。風上側には農薬飛散を観測した系列A2の4m地点周辺に飛散の予測領域が現れた(矢印a)。

無人ヘリによる農薬のドリフトについて、井上ら(2008)は、無人ヘリの飛行パターンやダウンウォッシュによって乱流が発生するため、ドリフトの方向性は測定地点の自然風だけでは説明できないと述べている。また、気流の他にもドリフトを引き起こす要因には、粒子径や散布高度、ブームスパンがあり(2003、ドリフト対策連絡協議会)、農薬飛散の向きには、多様

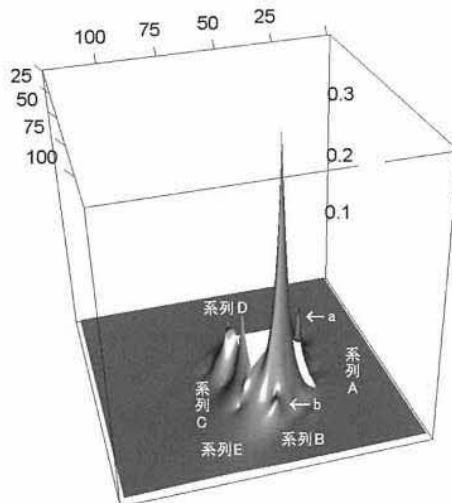


図8 風下側から鳥瞰した空間予測値の
二次元曲面図

注) 矢印a:系列A2-4m地点,
矢印b:系列B3-15m地点

な要因によって合成された力が作用していると理解できる。したがって、風上側の系列Aに予測された領域は、自然風以外の要因によって起きた飛散と考えられる。一方、飛散の偏在した風下側では、観測した方位角203°の飛散の向きは、農薬飛散の起因となった合力の向きと解釈される。0 m/s~1 m/sの風速ではあっても飛散は風下に広がったため、主因は自然風による漂流飛散(ドリフト)であったと示唆される。

系列B3において減衰傾向から外れて突出した15m地点の観測値(矢印b)は、最小自乗法による指數関数では説明困難である。しかし、この地点は空間予測値には反映されていた。これについて、クリギング法の空間予測と最小自乗法による指數関数との比較を次に示す。

4. クリギング法による空間予測と最小自乗法による指數関数の比較

クリギング法と最小自乗法を比較するため、図9にクリギング法による空間予測の断面と最小自乗法による指數関数(式4)を示す。比較する区間には、飛散量の最大地点を含んで明確な減衰曲線を形成した系列B2を用いた。空間予測の断面に描かれる曲線はこの区間の予測値を表している。

$$y = 0.611e^{-0.427x} \quad \text{式4}$$

x : 距離

y : 飛散量

e : ネピア数

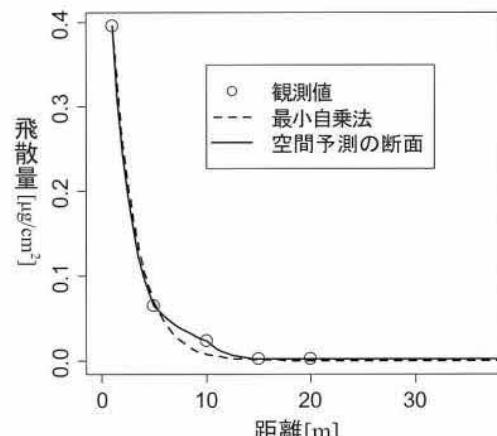


図9 B2系列における最小自乗法による指數
関数と空間予測の断面

注) 座標x軸の原点は飛散量の最大地点

指数関数と空間予測による予測値は、観測値に沿って円滑に減衰する類似の曲線を呈した。指数関数において距離10m地点の下に凸な部分で曲線と観測値が乖離して現れた残差は、空間予測では認められなかった。これは、最小自乗法が予測値と観測値との乖離を必ず伴う数理にあるのに対し、クリギング法は、予測値がすべての観測値を再現する（Wackernagel, H., 2004）ことに基づいている。このことは図8においてクリギング法による空間予測が系列B3の15m地点に観測値を再現した理由である。

最小自乗法による指数関数とは異なりクリギング法による空間予測では、予測値の中に観測値を再現することが可能であり、また、飛散の全貌を視覚的に描写できる点で実態把握に優れるため、農薬飛散量を把握する新たな方法として有効であると結論づけられた。

今回の農薬の定量法は、化学分析であり農業の生産現場で散布直後に農薬の拡散状況を把握するには、迅速さと簡便さに欠ける。最近では、感水紙を用いて農薬の付着を簡便に測定する方法が、角川ら（2008）と臼井ら（2009）によって考案されている。感水紙をデータ採取に用いることで空間予測の実用性をより高めることができると考えられる。

また、空間予測は、農薬飛散量の把握に限定されない方法であり、たとえば、ほ場内に調査地点を配置して農薬の散布むらの確認にも応用できる。空中散布における理想的な空間予測では、二次元曲面はほ場上空に直方体を形成すると想定できるため、散布後の空間予測との比較によって散布むら領域の識別が可能である。農薬の適正な散布に向けてクリギング法は広く活用できる解析方法であると思われる。

IV 摘 要

無人ヘリの空中散布による農薬の飛散を空間的に把握するために、クリギング法を用いて農薬飛散量の空間予測を行い、また、予測値を慣行的に農薬飛散の説明に用いられてきた最小自乗法による指数関数モデルとの違いを示した。

1. 風速1m/s以下で農薬の空中散布実験を行い、ほ場周辺の調査地点73か所のうち35か所で農薬が検出された。農薬の分析値は対数正

規分布に従い、最大値は $0.356\mu\text{g}/\text{cm}^2$ であり、平均値は $0.017\mu\text{g}/\text{cm}^2$ であった。

2. 標本バリオグラムは、指数型の理論バリオグラムに適合し、理論バリオグラムの自己相關の認められる距離は82.8mであった。空間予測から、飛散量が最大地点から風下に向かって指数関数的に減衰する傾向を見出した。
3. 農薬の飛散には方角による幾何異方性が認められた。予測面に表れた飛散の向きは北を基準とする方位角203°であった。
4. 最小自乗法とは異なり、クリギング法では、予測値の中に観測値を再現することが可能であり、また、飛散の全貌を視覚的に表現できる点では実態の認識性に優れるため、農薬飛散量を把握する新たな方法として有効である。

引用文献

- 安藤 満（2006）農薬は毒物である—農薬による環境汚染と農家・消費者の健康. 富山国際大学地域学部紀要6, 71-97.
- ドリフト対策連絡協議会（2003）農薬散布時のドリフト防止対策ガイドンス.
- Hache, C., Shibusawa, S., Sasao, A. (2004) Effects of Soil Variability on Wheat Yield in a Field with Three Types of Management. Journal of JSAM 66(4), 72-80
- 井上君夫・永井秀幸・渡辺 力・大原源二・中園 江（2008）無人ヘリコプターのダウンウォッシュに関するフィールド実験. 生物と気象8, 1-11.
- 市原清志（1990）バイオサイエンスの統計学－正しく活用するための実践理論. 南江堂, 298.
- 市川良平・五月女淳・中島 満・前沢嘉彰（1994）散布薬剤の落下・分散に及ぼすヘリコプター後流の影響. 農薬誌19, S1-S9.
- 角川 修・深山大介・荒木琢也（2008）感水紙を用いた茶園における農薬散布時のドリフトの評価. 茶業研究報告106, 21-38.
- 川村 登・並河 清・池田善郎・武長 孝・橋本政雄・橋本佳文（1969）放射化分析による農薬の分布と拡散に関する研究（第2報）. 農機誌31(3), 215-219.
- 間瀬 茂・武田 純（2001）空間データモダリ

- ンギー空間統計学の応用（データサイエンス・シリーズ7）. 共立出版, 135–166.
- 長崎洋子・田村明長（1995）ハウスブドウの常温煙霧法における農薬の拡散と果実残留. 島根農試研報29, 139–151.
- 中嶋智子・福井正男（2008）施設内で栽培した甘長トウガラシでの農薬の飛散実態調査. 関西病虫害研究会報50, 81–86.
- Pebesma, E. J., Wesseling, C. G. (1998) Gstat: A program for geostatistical modeling, prediction and simulation. Computers and Geosciences 24, 17–32.
- 斎藤雅彦・川谷 健（2002）1次元および2次元フラクタル浸透場の数値モデルとその性質について. 神戸大学都市安全研究センター研究報告6, 193–201.
- 斎藤武司（2003）農薬施用技術—航空防除について. 農薬誌28, 392–396.
- 関口洋一（2004）農林業における無人ヘリコプター利用の現状. 農機誌66, 4–7.
- 鈴木 聰・大森貴寿・鈴木信夫（1992）水田に空中散布された農薬の消長. 栃木農研報39, 31–42.
- 正路徹也・小池克明（2007a）講座「地球統計学」Lecture Note : Geostatistics 統計処理の基本概念と留意点. 日本地熱学会誌29, 67–82.
- 正路徹也・小池克明（2007b）講座「地球統計学」Lecture Note : Geostatistics ヴァリオグラム—データの空間連続性の解析. 日本地熱学会誌29, 125–140.
- 正路徹也・小池克明（2007c）講座「地球統計学」Lecture Note : Geostatistics クリギング：誤差を考慮した空間データの補間. 日本地熱学会誌29, 183–194.
- Wackernagel, H. (2003) 地球統計学. 地球統計学研究委員会訳 森北出版, 266pp.
- 矢内純太・李 忠根・下保敏和・飯田訓久・松井 勤・梅田幹雄・小崎 隆（2002）水田における土壌特性値と水稻収量の空間変動解析および収量規定要因の解析. 土肥誌73, 477–484.
- 柳 讀録・飯田訓久・村主勝彦・梅田幹雄・稻村達也・井上博茂・真常仁志・森塙直樹（2004）収量変動削減のための可変施肥が食味値に及ぼす影響の分析. 農機誌66, 49–62.
- 吉岡克平（2002）用語解説 地球統計学. 石技誌67(4), 394–399.

Summary

Ordinary kriging fitted in exponential model variogram was used for a spatial prediction of the dispersion of pesticide sprayed in the air, and the kriging was evaluated by comparing with an exponential function model using least squares method on a Cartesian plane.

The experiment was conducted under less than one meter in the velocity of the wind, and pesticide was detected at the 35 places of the 73 investigation places. The values of pesticide formed a lognormal distribution. The maximum value was $0.356\mu\text{g}/\text{cm}^2$, and the mean value was $0.017\mu\text{g}/\text{cm}^2$.

The theoretical variogram adapted by the exponential model had fitted the experimental variogram.

The theoretical one lost an autocorrelation at 82.8m. The predictive values by the kriging had decreased exponentially toward downwind from the place of maximum value.

In the dispersion of pesticide, there was geometrical anisotropy. The direction of dispersion was azimuthal 203 degrees based on the north.

Comparing with the exponential function model using least squares method, the kriging was able to explain the phenomenon of the dispersion of pesticide better, because of including the values of all investigation places into the predictive values, and was more effective to estimate the amount of the dispersion visually. Therefore we conclude that the kriging is superior to predict the dispersion of pesticide.