

天然林の更新樹調査法に関する研究

西川 匡英⁽¹⁾・西沢 正久⁽²⁾Kyōei NISHIKAWA and Masahisa NISHIZAWA : Studies on
the Regeneration Survey Methods in Natural Forests

要 旨：本研究は、天然林の更新樹調査法をサンプルユニットの相異により、間隔法とコドラート法に分け体系化するとともに、これらの方法を通じて規則分布、ランダム分布、集中分布のいずれかを判定する分布判定法とその分布に応じた密度を推定する方法に分け、この2方法を組み合わせることにより、更新樹分布の様相がより適確に把握できることを、主として密度推定における bias の問題 (robustness の問題として提起されている) を中心に検討したものである。

密度推定法としては、集中の様式の把握がある程度確立している方法として、間隔法から彷徨四分法、森下の間隔法、BATCHELER の方法、コドラート法からストックド・コドラート法をとり上げ、それ自体に分布判定法を有している方法にはその判定法を組み合わせ、分布判定法を有しない方法には、サンプルユニットの同じ分布判定法を組み合わせ、彷徨四分法による分布判定——彷徨四分法：HOPKINS 法——森下の間隔法：相対分散法——ストックド・コドラート法：BATCHELER の分布判定——BATCHELER の方法の4通りの調査体系をつくった。そして、ランダム分布に近い分布から、強度の集中分布にわたる5種の天然林の更新樹の樹木位置図に、これらの調査体系をあてはめ、bias を少なくする方法を示すとともに、各方法固有の特徴や未解決の問題を指摘した。

目 次

はじめに	2
第I章 更新樹調査研究の展開過程	3
1. 概 要	3
2. 詳 論	5
i) 間 隔 法	5
1) 点植物間隔法	5
2) 植物間隔法	7
ii) コドラート法	8
1) コドラート・リスト法	8
2) スtockド・コドラート法	9
第II章 更新樹の平面的分布形態の解析	10
1. 更新樹調査法の体系化の1例	10
2. 各更新樹調査法の検討	11
i) 彷徨四分法による更新樹調査	11
1) 概 要	11
2) 5種の更新樹の位置図による彷徨四分法の検討	18
ii) HOPKINS 法——森下の間隔法による更新樹調査	24
1) 順 位 法	24

2) 分角順位法	24
iii) BATCHLER の分布判定法——BATCHLER の bias 修正法による更新樹調査	30
iv) 相対分散法——ストックド・コドラート法による更新樹調査	31
要 約	36
文 献	38
Summary	40

はじめに

これまで林業で用いられてきた標本調査法の理論の体系は、主として母集団の平均値（または総数）と分散の把握に主眼をおいて行われてきたといえる。従って平面的な広がりにおける集中性の把握に関しては、ほとんど無関心であった。しかし、生物界の諸現象の実体把握のテクニックとしてこの平面的な分布の様相をとらえようとする努力が、昆虫界を主とする動物界や植物生態界において進められてきた。

林業部門においても、天然林の樹種構成の解析や天然林の更新樹調査に、この平面的な分布を把握する標本調査法の実用化が試みられ¹³⁾、同時にこれに関する研究も進められている。

現在、実用されている更新樹調査法としては、林内に方形区または、円形等のコドラートを設定するコドラート・リスト法が一般的に使われているが、これは主として対象地全体の稚樹密度を推定することを目的とするものである。しかし、天然林において後継の稚樹を保育によって有効林分に誘導する場合、単に全体の本数、あるいは、平均値のみでなく、稚樹の平面的分布や集中の程度、すなわち「むら」の程度の適確な把握が必要になる。この稚樹の平面的分布は、樹種あるいは、地形、土壌、植生等の環境因子に影響されるとともに、人的な作業種による上木の組成や日照の程度によっても影響を受ける。従ってあらかじめこれらの知識をもとに、航空写真等を用いて更新林分を層化し、各層毎に具体的な地上更新樹調査を併用すると効率が良い。このようにして各層毎の稚樹の集中（むら）の程度が把握できれば、人工的補植を行う場合、要補植面積、補植本数等が計算できるし、天然生混交林へ誘導する場合等にも、ストックド・コドラート法¹⁴⁾等を用いれば、成林時の疎開地面積がわかるので、収穫予想の基礎づけが可能になり、1つの施業指針になるであろう。

この平面的な集中の程度を把握するには、数学的モデルを基準にして集中の様相を判断するのが理解しやす。この数学的モデルを考える場合、ランダム分布（ポアソン分布）* を仮定するといろいろな理論を展開する上で便利である。しかし、実際には更新稚樹がランダム分布をすることはまれであろう。従ってここで展開するコドラート法、間隔法に関するこれまでの研究も、いかに集中の様相と程度を把握するかに主眼が置かれていたといつてよいであろう。集中度の把握方法のある程度確立している方法として、彷徨四分法⁶⁾、森下の間隔法²⁴⁾、ストックド・コドラート法¹⁵⁾、BATCHLER の方法²⁾の4方法をとり上げ、実際の天然林の更新稚樹の位置図を使用して実用化に当たって起ると思われる種々の問題点を検討した。更新樹調査法体系としては、(1) 規則分布、ランダム分布、集中分布かの分布判定をまず行い、(2) 次にランダム、または規則分布と判定されれば密度の把握になり、集中分布と判定されれば、集中の様相と集中度（または密度）を把握する2段階に分けるのが望ましい。この観点から前述の4方法の体系化を計ったものである。

* ポアソン分布とランダム分布の関係については、Iの1を参照。

今までの間隔法、コドラート法の研究の流れは、(1)の分布型判定技術と(2)の密度推定や集中度の把握技術が別々に発達してきたといえる。この2つの技術を有機的に結びつけることによって、稚樹の分布の平面的な把握が、より理解しやすくなったと考えられよう。

ここで展開している手法は、そのまま天然林の更新樹調査や成木調査に利用できるであろう。一方、これらの手法を成木まで含めて考えるとこのような静的な平面的分布の様相と集中度の把握法は、生態学的な種内競争の観点からも興味ある手法である。

天然林の林分構成は、外界の環境因子と人為的な施業等の影響を受け、種内競争や種間競争のもとで空間的にも、時間的にも推移していくものである。このような動態的な森林現象の把握は、天然林の生産予測の基礎になると思われるが、この視点からは、 $\overset{*}{m}$ - m 法、 I_0 指数法等を中心として別の機会に改めてまとめたいと考えている。

稿を草するにあたり、種々のご助言を戴いた経営第二科長 中島 巖博士、測定研究室長 粟屋仁志博士にお礼申し上げる。

第I章 更新樹調査法研究の展開過程

1. 概 要

これまでに発表されたすべての方法に表われている統計的母集団の分布は、大きく分けると規則分布、ランダム分布、集中分布の3つに分けられる。これらは、いずれもコドラート内に入る個体が規則的であるか、ランダムであるか、あるいは部分的に集中しているかに起因して。従ってこれらのコドラート内の個体数の度数分布をつくると、それぞれ排列型非ポアソン分布²⁸⁾、ポアソン分布、集中型非ポアソン分布となる。コドラート内に入る個体がランダムであれば、われわれは、ランダムに落とした点からある個体までの距離、または、個体間の距離を用いれば、個体数を把握することができる。従って密度（個体数）把握の研究法の動向は標本単位としてコドラート（コドラート法）を用いるか、点と個体間の距離（点植物間隔法）、または個体間の距離（植物間隔法）を用いるかの方法に分類される。

コドラート法・間隔法をとわずいずれの方法でも更新樹の平面分布を把握するには、前述したようにまず、(1)その分布が規則分布、ランダム分布、集中分布のいずれの分布型にしたがっているかの判定を行い、次に(2)ランダム分布、または規則分布であれば、密度の把握を行い、集中分布と判定された場合、その集中の様式とその集中度（または密度）を把握することが必要になる。

現在までに発表された(1)の分布判定法を分類すると次のようになる。

- 1) コドラート法 (Quadrat method)
 - a. 相 対 分 散 法²⁹⁾ (Relative-variance method)
 - b. I_0 指 数 法²⁶⁾ (I_0 -index method)
 - c. $\overset{*}{m}$ - m 法²⁰⁾ ($\overset{*}{m}$ - m relation method)
- 2) 間 隔 法 (Distance method)
 - a. 点植物間隔法 (Point to plant method)
 - イ. PIELOU 法³¹⁾
 - ロ. 森下による分布判定法²⁴⁾ (MORISITA's nonrandomness index)
 - ハ. HOLGATE 法¹⁸⁾

- b. 植物間隔法 (Plant to plant method)
 - イ. 隣接個体法 (Nearest neighbor method)¹⁰⁾
 - ロ. 彷徨四分法 (Wandering quarter method) における CATANA の分布判定法⁶⁾
(CATANA's nonrandomness index)
- c. 点植物・植物間隔併用法 (Point to plant—plant to plant method)
 - イ. HOPKINS 法¹⁹⁾
 - ロ. BATCHELER 法³⁾ (BATCHELER's nonrandomness index)

また (2) の密度または集中度を把握する方法をコドラート法, 間隔法に分けて分類すると次のようになる。

- 1) コドラート法 (Quadrat method)
 - a. 集中の様式と集中度 (または個体数) が総合的に把握できるもの
 - イ. I_a 指数法
 - ロ. $m^* - m$ 法
 - b. ある特定の非ポアソン型集中分布を仮定し, 分布型の検定により次のような分布様式とその個体数を把握するもの
 - ポリア・エゲンベルグ型³³⁾, P. E. 型伝播, Gamma 型複合ポアソン型, P. E. 重畳ポアソン型³³⁾, 重畳ポアソン型³³⁾, ネイマン擬伝播型³³⁾, 二重ポアソン型³³⁾等
 - c. 集中度に応じ係数を補正し, ストッキングパーセントを算出するもの
ストックド・コドラート法¹⁵⁾ (Stocked quadrat method)
 - d. 平面分布より樹高階本数分布に力点があり, 可変コドラートを使用するもの
可変コドラート法 (Variable quadrat method)

なお b の方法では, 分布判定法 (相対分散法³⁾) の他に平面的な分布様式を検定する方法が必要になる。鳥居³⁴⁾は, この方法として等分散の検定, または, 構造相関の検定を採用している。

- 2) 間 隔 法
 - a. 集中分布の様式とその集中度 (または密度) が総合的に把握できるもの
彷徨四分法 (植物間隔法)
 - b. 集中分布の様式と集中度 (または密度) の把握がある程度限定されているもの
森 下 法 (点植物間隔法)
 - i) 分 角 法 (Angle method²⁴⁾), ii) 順 位 法 (Order method²⁴⁾),
 - iii) 分角順位法 (Angle order method²⁴⁾)
 - c. 集中分布の集中度 (または密度) のみ把握できるもの (分布様式は把握できない)
 - イ. BATCHELER 法³⁾ (点植物・植物間隔併用法) なおこの方法では bias の補正と集中の程度がわかる。
 - ロ. COX 法¹²⁾
 - d. ランダム分布仮定での個体数の推定しかできないもの。
 - イ. 隣接個体法 (Nearest neighbor method¹⁰⁾)
 - ロ. 除 外 角 法 (Random pairs method⁹⁾)

ハ. 最短距離法 (Shortest distance method²⁶⁵)

このようにみえてくると分布判定法と密度または集中度の把握法が分離している場合が多く、この2つの方法を正しく位置づけて展開している方法は少ない。またコドラート法、間隔法ともに母集団分布の数学的模型にいくつかの厳密な仮定 (ランダムな仮定が主である) がとられている。従ってこの仮定の検定を十分行わないと推定値に bias が生じる。ここ 10 数年間におりるコドラート法、間隔法研究の動向は (1) 林木の個体分布がランダム分布かどうか、(2) 分布判定法、(3) ランダムでない個体分布にランダム仮定の式をあてはめた場合、密度推定において bias がどのように生じるか、あるいはその補正にはどのような方法があるかに主眼があった。(1) の天然林の林木の個体分布がどのような空間分布をとるのかについては、ポアソン分布、負の二項分布、二重ポアソン分布、ネイマン分布等いろいろ考えられているが、樹種、生育程度、混交歩合、環境条件等によって影響され、必ずしも一定の分布様式を示してない。また天然林においては、更新樹と成木で多少異なった分布をすることが考えられるが、更新樹の場合、集中分布することが多いと思われる¹⁶⁾。(2) の分布判定法に関する課題では、コドラート法の相対分散法では標本抽出単位としてコドラートの大きさによりその分布型の判定結果に差異がでることであろう。この欠点を補うものとしてまた、集中分布の様式と程度を具体的に把握する方法として現在研究されている方法に I_0 指数法²⁶⁾、 m^* - m 法²⁰⁾がある。一方間隔法の分布判定法はこの相対分散法の欠点を補うものとして発展したといえる。またコドラート法、間隔法に共通していえることは、分布型式の判定の識別力がどの程度あるか、すなわち微妙な分布の差異をみわけける感度 (sensibility) がどの程度かということが問題になる。これについては Bijan PAYANDER²⁶⁾の研究にくわしい。(3) のランダムでない個体分布にランダム仮定の式を用いると bias が生じることに關しては MAWSON²⁸⁾、PERSSON³⁰⁾等の研究がある。以上のコドラート法、間隔法のそれぞれの展開過程は 2 節以下で説明する。

2. 詳 論

i) 間 隔 法

1) 点植物間隔法

点植物間隔法では、分布判定法と密度 (または個体数) 推定法が、別々に研究されている。分布判定法としては、PIELOU³¹⁾が、ランダムな点から至近木までの距離の平方の平均 (\bar{W}) とコドラートによる密度推定値 (D) を使って $\alpha = \pi D \bar{W}$ を求め、これを、非ランダムな指標にした。また HOLGATE³²⁾は、ランダムな点から s 番目の樹木と t 番目の樹木 ($s < t$) までの距離を用いて次のように比 (\bar{Z}_{st}) と相関 (r_{st}) を計算し、これを非ランダムな指標にした。

$$\bar{Z}_{st} = \frac{\sum X_s^2}{\sum X_t^2} \dots\dots\dots (1)$$

$$r_{st} = \frac{\sum (y_s - \bar{y}_s)(y_t - \bar{y}_t)}{\sqrt{\sum (y_s - \bar{y}_s)^2 \sum (y_t - \bar{y}_t)^2}} \dots\dots\dots (2)$$

$$y_s^2 = X_s^2 = (\text{ランダムな点から } s \text{ 番目の樹木までの距離})^2$$

$$y_t^2 = X_t^2 = (\text{ " " } t \text{ 番目 " " })^2$$

一方、森下²⁴⁾は、“どのような空間分布の個体群に対しても適用できる間隔法”の中で、分布型を判定する試案を提示しているが、理論的には、十分検討されていない。

一方密度推定法としては、種々の方法が見られるが、集中の様式に応じた密度推定に関しては、森下による方法を除いては十分研究されているとはいえない。

密度 (または個体数) 推定法の展開は、次のようにまとめることができる。

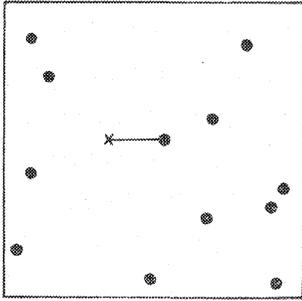


Fig. 1 最短距離法
Shortest distance
method.

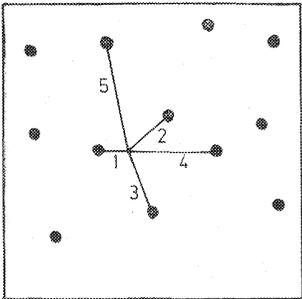


Fig. 2 順位法
Order method.

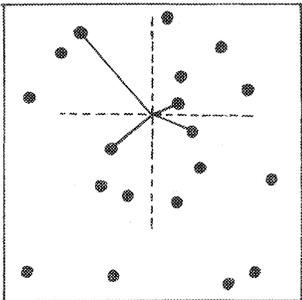


Fig. 3 分角法
Angle method.

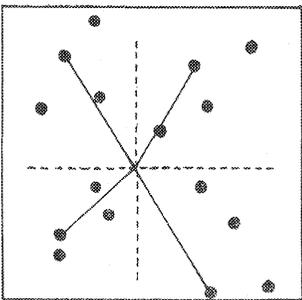


Fig. 4 順位分角法
Angle order
method.

ランダムに落した標本点から至近木までの距離を測って平均すると、個体がランダムに分布していると $\sqrt{M}/2$ (M は個体当たりの平均占有面積) に近いことが COTTAM, CURTIS, HALE¹⁰⁾ らによって経験的に確かめられ、理論的には、森下²⁶⁾によって証明されている (Fig. 1)。森下はさらにこれを拡張し、ランダムに選ばれた標本点から第 1, または第 2, または第 3, ……、第 r 番目に近い個体までの距離を測定してその距離の密度関数を出し、これにより稚樹の密度を推定する方法を考案し、これを順位法 (Order method²⁵⁾) と名づけた (Fig. 2)。また、標本点を中心に分角 (標本点を中心として周囲をいくつかの等分角に分つ) をもうけたとき各分角内で、標本点から至近個体までの距離の平均は \sqrt{M} に等しいことを COTTAM, CURTIS, HALE¹⁰⁾ が経験的に明らかにし、森下はこれを理論的に証明している (分角法 (Angle method)) (Fig. 3)。さらに森下は各分角内で順位法を行うことを考え、理論式を導いている (分角順位法 (Angle order method)) (Fig. 4)。これらは、いずれもランダム分布を仮定しているが、母集団に負の二項分布を仮定した理論は、EBERHARDT¹⁴⁾ が導いた。しかし、現実の林分は、ランダム分布をしていることは少ないと見れば、このような母集団に、ランダム分布仮定の式を適用すると bias が生じる。森下²⁴⁾は、集中分布をいくつかの集団に分け、その集団内で個体がそれぞれランダム分布をしているという仮定のもとで、いかなる集団分布にも適用できる密度推定式を考案した。さらに森下は、集団内分布の個体が一様分布をする場合の密度の近似解も求めた。

PERSSON³⁰⁾ は、格子状に個体が分布する母集団、三角点状に個体が分布する母集団、一

定の個数をもつ集団がランダム分布する母集団, 平均値 m の個体を持つ集団がランダム分布する母集団のそれぞれについて, ランダムな標本点を落して次の森下による密度推定式 (3), (4), (5), (6) と PERSSON による式 (7) の比較を行ない, すべての推定値に bias が生じることを証明した。

$$\hat{m} = C / \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^K r_{ij} / (nK) \right]^2 \quad \dots\dots\dots (3)$$

$$\hat{m} = C / \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^K r_{ij}^2 / (nK) \right] \quad \dots\dots\dots (4)$$

$$\hat{m} = \frac{C}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^K 1 / r_{ij}^2 \quad \dots\dots\dots (5)$$

$$\hat{m} = \frac{C}{n} \sum_{i=1}^n \left[K / \sum_{j=1}^K r_{ij}^2 \right] \quad \dots\dots\dots (6)$$

$$\hat{m} = C / Z^2 \quad \dots\dots\dots (7)$$

ここで

r = 標本点から至近個体までの距離, C = 一定数

K = 分角数, n = 標本点数, Z = 距離の median

(3), (4) 式は, 母集団分布がランダムであるという仮定の下で導いているので, PERSSON の用いた母集団についての仮定では bias が生じるものと思われる。また PERSSON は (5), (6) 式において, 集団内分布については, ふれていないが, 森下は集団内の個体にランダム分布を仮定 (各集団がランダム分布ではない) しているので, 集団内の個体がランダム分布していなければ, これも bias が生じる。しかし (3), (4), (5), (6) 式は, 密度の推定値とその分散の推定ができるので (第 II 章 2 の ii) 参照) 区間推定が可能なのが特色であり, また, コドラート法にみられるような特定の統計的確率模型を想定してないので, いろいろな分布型に対しては, ある程度の柔軟性をもっている。

2) 植物間隔法

植物間隔法では, 分布判定法として CLARK と EVANS⁷⁾ が, ランダムに選ばれた樹木から至近木までの距離の平均 (\bar{r}_a) と, 同じ密度でランダムな分布の場合に期待される平均距離 (\bar{r}_e) とを用いて $R_c = \bar{r}_a / \bar{r}_e$ をつくり, これを非ランダムの指数とした。

また, CATANA⁶⁾ は, 1) 樹間距離の度数分布の歪み, 2) 距離の変動系数, 3) $3 \times$ (mode) または, $3 \times$ (median) による集団間距離と集団内距離の分離, 4) 集団間に連続して 2 回以上表われる距離の数等で, 非ランダムの判定ばかりでなく, 集中の様式とその密度を推定する体系を考えており, これについては第 II 章で後述する。

このように CATANA によって分布判定法と集中の様式に応じた密度推定法の体系化が行われている反面, その他の方法では, 分布判定法と密度 (または個体数) 推定法とが遊離しており, 密度推定法としては, 次のような方法が研究されている。

COTTAM と CURTIS は⁹⁾, 個体間の距離を測る場合, 一定角度内の個体は除外する方法を発表した (除外角法 (Random pairs method))。これは, 無作為に選んだ標本点から至近個体を求め, この標本点と至近個体とを結ぶ線を基線としてその左右に一定角の外域を設け, これを除外角と呼び, この除外角外にある個体の中で先の個体との至近距離を求め, これにより密度を推定した。

COTTAM, CURTIS, HALE¹⁰⁾ は, 除外角 $0^\circ \sim 260^\circ$ の間では除外角と 2 個体間の平均距離は一次関数で表わ

されていることを示している。

CLARK と EVANS⁷⁾ は、ランダム母集団でランダムに選ばれた木からその木に最も近い木までの距離 r を測って平均すると $E(\bar{r})=1/(2\sqrt{P})$ (P は密度) となることを証明した (隣接個体法 (Nearest neighbor method))。ランダム母集団の場合、これはランダムな点から最も近い木までの距離を測っても同じ結果 (式) となる。

そして、 $R=2\bar{r}\sqrt{P}$ によって $R>1$, $R=1$, $R<1$ に応じて規則分布、ランダム分布、集中分布の判定基準とした。しかし、ランダムな点から最も近い木を求め、この木をランダムな木とすると疎な部分の木ほど選ばれるチャンスが多くなる。このため COTTAM と CURTIS¹³⁾ は選ばれる木が Short cut method を用いると $E(\bar{r})=1/(1.67\sqrt{P})$ となることを示した。この場合の定数は2の代りに1.67となる。しかし、PIELOU⁸⁾ は、集中度によりこの定数は決まり、これは調査の前には未知であるので、biasのない推定値はえられないと述べている。これに対して BATCHELER⁹⁾ は、Joint point and nearest neighbor distance method により、事前にランダム分布からの隔離度を推定し、biasを修正する方法を提案している。この BATCHELER の方法については、第II章で詳述する。

また、CATANA⁶⁾ は、前述の分布判定法とを組み合わせランダム分布、ランダム分布に疎開地のある分布、集団 (Clump) 間に個体が存在しない分布、集団間に個体が存在する分布の各々について密度を推定する方法を提案している。

ii) コドラート法

1) コドラート・リスト法

コドラート法の場合、密度推定の場合には bias の問題は起らない (林縁効果の問題を除く) ので、分布型判定と集中分布の特定の分布のあてはめに関する研究が主となっている。分布型判定の問題としては、CLAPHAM⁹⁾ は個体がランダム分布している場合、コドラート内の個体数の分散 (v) とその平均値 (\bar{x}) の比 (v/\bar{x}) を相対分散 (relative variance) と名づけ、 $v/\bar{x}<1$, $v/\bar{x}=1$, $v/\bar{x}>1$ に応じて、規則分布、ランダム分布、集中分布となることを見いだした。また v/\bar{x} の1からの有意性は t テスト、または、 χ^2 テスト等で判定している。

GREIG-SMITH¹⁷⁾ は、7種の大きさの異なるコドラートで相対分散を求め、 t テストによって有意性の検定を行ったが、コドラートの大きさによって異なった結果を得たので、分布判定は少なくとも2種以上の大きさの異なるコドラートを用いるべきであると述べている。

次に分布あてはめについては、最初、自然の個体分布 (植物個体群、動物個体群) に二項分布、ランダム (ポアソン) 分布をあてはめる研究が行われたが、次第に集中分布によるあてはめが、いろいろと試みられるに至った。ARCHIBALD¹²⁾ は、集中分布をする生物個体群に対して Neyman's contagious series と複合ポアソン分布の適用を試み、前者は、動物個体群に適し、後者は、植物個体群に適すると述べている。

高田²⁵⁾ は、天然生のヒバ林、エゾマツ、トドマツ林、ブナ林に正規分布、二項分布、負の二項分布、ポアソン分布、ダブルポアソン分布、ネイマン分布を適用し、この6分布のうち、負の二項分布、ネイマン分布がよく適合することを示した。また、天然林の稚樹の分布については、J. W. KER²¹⁾ がポアソン分布と負の二項分布を適用し、負の二項分布が当てはまることを報告している。また、西沢、川端²⁷⁾ は、ヒノキ天然林におけるヒバの稚樹分布に負の二項分布を適用し、そのパラメータの三種決定法 (逐次近似法、

モーメント法, 最尤法) のうち, 最尤法がよい結果を示すことを述べている, いずれもその検定は χ^2 検定で行っている。

以上の方法は, いずれもコドラートの大きさを固定してあつかい, 個体分散の状態によっては, コドラートの大きさを変えると, 異なったパターンが得られることがわかっている (母集団がポアソン集団であれば, コドラートの大きさに影響されない)。鳥井³⁴⁾によれば一般に多くの集中型集団 (特に斑状, ないし, 粗密構造) では, サンプリング単位が小さ過ぎたり, 大き過ぎたりすると, ランダムなパターンが導かれやすく, 中程度の単位を使って, 始めて本来のパターンがとらえられるという。このコドラートの大きさの相異により結果が変化する欠点を補うものとして間隔法の研究が現在まで進められてきたといえる。一方コドラート法の分野でも, この欠点を防ぐために順次コドラートの大きさを変化させ, 個体の様相を判定する I_0 指数法や m - m 法の研究が森下²⁸⁾, 巖²⁹⁾らによって現在進められつつある。

2) ストックド・コドラート法 (Stocked quadrat method)

コドラート・リスト法は, コドラート内の全本数を数え上げ, 全体密度を推定するのに適しているが, 鳥井は, これを個体の平面的分布の把握にまで拡張した技術を体系化した。また別の角度から, 森下らによってコドラートの大きさを順次変えて個体の様相を把握する方法の研究が進められていることは前述した。これらはいずれも現在の静的平面的な分布の把握に力点があるが, ストックド・コドラート法は, 将来伐期における土地利用度を推定しようとするものである。

ストックド・コドラート法の概念は, 標本抽出されたコドラートのうち, 少なくとも一本の更新樹を含むコドラートの数の % で定義される。例えば, 100 個のコドラートのうち, 25 個のコドラートが少なくとも一本の更新樹を含んでいれば, 25% のストックングパーセント (Stocking percent) という事となる。このストックングパーセントは, 更新樹の分布の様相によって当然違ってくるし, また同じ分布でもコドラートのサイズを変えるとストックングパーセントも変ってくる。このコドラートサイズを拡大または縮小した場合, ストックングパーセントの関係がわかれば, 更新樹の将来の収穫予測を行うこともできる。つまり成熟木になる過程で更新樹は競合し, 一定の段階では一本の木の占有面積は, 密度により変化するが, 現在の有用樹種の更新樹の分布様相によって将来の疎開部面積が計算でき, これより要補植面積等がえられる。この場合, 実際の現地調査では, ある一定の大きさのコドラートで調査を行うので樹種毎の将来ストックングパーセントを算出するには, 現在の樹種毎の分布型がわかれば, 将来のストックングパーセントの予測を行うことができる。

ストックド・コドラート法の場合, 分布判定技術は欠落している。ストックングパーセントの推定法はランダム分布の仮定にもとづいて展開されていたが, 集中分布の場合は, GHENT¹⁵⁾により Contagious な分布を仮定すれば, ランダム分布仮定の式の係数の一部修正により, ストックングパーセント推定を行うことが明らかにされた。従って, 集中度が, Contagious な分布から離れるにつれて, ストックングパーセントの推定値には bias が生じる。

ストックド・コドラート法による密度推定 (ストックングパーセント) 法についての既往の研究には次のようなものがある。

KYLIN²²⁾ は, ランダム分布を仮定し, m をコドラート内の平均本数とすると, 無立木コドラートの割合は, e^{-m} であることを認め, 次いで BLACKMAN⁴⁾ は, ある樹種の無立木コドラートの割合 e^{-m} を用いて, ストックングパーセント F は, $F=1-e^{-m}$ により求められることを示した。さらに BLACKMAN⁴⁾ と

GRANT¹⁶⁾により、コドラートのサイズを拡大または、縮小した場合のストックングパーセントの関係が、次のように求められた。

$$F' = 1 - (1 - F)y/x \dots\dots\dots(8)$$

ここで F' = コドラートを拡大または縮小した場合の変換されたストックングパーセント値、 F = 実測のストックングパーセント、 x = 実測コドラートの面積、 y = 変換されたコドラートの面積である。

これは、ランダム分布を仮定しているので実際にはなかなかあてはまらない。WARREN²⁶⁾もランダム分布仮定のストックングパーセントと実測ストックングパーセントがかなり離れていることを報告している。

GHEHT¹⁵⁾は、数種類の更新樹の分布をしらべ、経験的に、BLACKMAN と GRANT の式 (8) の指数 ($y/x = r$) の修正を試みている。すなわち更新樹の分布は、一般に Contagious な分布をするので、 r の代わりに $r_0 = 1/2 + 1/2r$ とおくことにより近似値がえられることを見出した。これについては第 II 章で詳述する。

第 II 章 更新樹の平面的分布形態の解析

1. 更新樹調査法の体系化の 1 例

第 I 章において、天然林の更新樹調査法をサンプルユニットの相異により、間隔法とコドラート法に分け、これらの方法を通じて規則分布、ランダム分布、集中分布のいずれかを判定する分布判定法とその分布に応じた密度 (または集中度) を推定する方法に分けて理論的にも、歴史的にも分類体系化した。

この結果、一部の方法 (彷徨四分法) を除けば、分布判定法と密度推定法が分離して、発展する傾向にあり、bias が生じる一つの原因となっている。

この bias を少なくし、より適確に分布の様式の把握を行うには、この分布判定法と密度推定法を組み合わせるとよいが、これを実証するため、ある程度集中性の把握が確立している密度推定法*のうち、点植物間隔法として森下法、植物間隔法として彷徨四分法、点植物・植物間隔併用法として BATCHELER 法、コドラート法として、ストックド・コドラート法をとり上げ、それ自身に分布判定法を有していない方法には、サンプルユニットの同じ分布判定法を組み合わせる次の体系をつくった。

- | 分布判定法 | 密度推定法 |
|-------------------------|-----------------|
| 1) 彷徨四分法 | → 彷徨四分法 |
| 2) HOPKINS 法 | → 森下の間隔法 |
| 3) BATCHELER の
分布判定法 | → BATCHELER 法 |
| 4) 相 対 分 散 法 | → スtockド・コドラート法 |

この 4 体系を、ランダムに近い分布からかなり強度の集中分布にいたる 5 種 (シラキ、カエデ、全稚樹、ムラサキシキブ、ハナイカダ) の更新樹 (九重天然林の樹木位置図) にあてはめ、bias の問題を論じるとともに、それにとまう各方法に固有の種々の特徴や未解決の問題を指摘した。

本来、bias の問題は、総合誤差を標本分散と bias の部分に区分して論じなければならない。しかし、本報告でとり上げた諸方法には、bias の算定式はもちろんのこと、その分散式のわかっている方法も少なく、また、樹木位置図に示された樹木数の制約もあり、可能なかぎり標本数を多くとり、主として、標

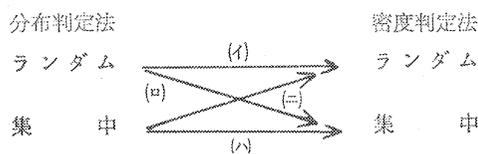
* 集中の様式やそれに応ずる密度や集中度の把握法として $m-m$ 法や I_0 法があるが機会を改めて検討を加えたい。

本推定値と実測値(真値)との比較を通じて、著しい bias が生じる場合をとくとり上げ、問題にした。

現実の天然林の更新樹の分布は、前述の方法で用いられた数学的モデルで示される分布をしていることは少ない。したがって、これらの数学的モデルに従う分布を仮定した式を用いて密度やストックパーセントを推定すると bias が生じる。

しかし、多少の bias が生じても実用的観点から、この bias が許容できれば、この数学的モデルをあてはめることにより、他の有益な情報が得られることになる。

以上の観点から、次のような4通りの組み合わせを考え(分布判定法でランダムと判定されれば、密度推定法でランダム仮定の式を使う場合をランダム→ランダムと書く)、著しい bias を生じる場合を指摘するとともに、これらの組み合わせを通じて bias を少なくする基本的な考え方を示した。



調査林分として、熊本営林局大分営林署管内大分事業区九重国有林 51 林班の天然生広葉樹林を選び、林内に 40 m×40 m (0.16 ha) の方形区を設定し、樹高 50 cm 以上、胸高直径 6 cm 以下のすべての更新樹の位置図を作成した。その主な樹種の内訳は、Table 1 の通りである。なお、その他の樹種には、ミズキ、コナラ、サワフタギ、セン、ガマズミ、クロモジ、ホホノキ、ブナ、エゴノキ、アサダ、ツリバナ等が含まれている。

このうち、Table 1 のシラキ、カエデ、ハナイカダ、ムラサキシキブ、および全雑樹をこみにした5種類の更新樹についてそれぞれの位置図をかくと、Fig. 5~9 のようになる。

2. 各更新樹調査法の検討

1) 彷徨四分法⁶⁾による更新樹調査

1) 概 要

CATANA⁶⁾の提案している彷徨四分法は、植物間隔法の特別なものである。彷徨四分法での計算方法は単純で、Fig. 10 のように出発点をランダムに選び一定方向のトランセクト線にそって左と右に 45° ずつ計 90° の角度をとり、この 90° の扇形領域内で一番近い木をカウントして、次にその木からトランセクト線の方に同じように左と右に 45° ずつ 90° の角度をとり、この 90° の扇形領域内で一番近い木までの距離をはかる。次々と同じ作業を線の終りまで順次くり返す。CATANA の提案によれば、Fig. 11 のように4つのトランセクト線から得られたデータ (d_1, d_2, \dots, d_N) をこみにして次式で更新樹間の平均距離を求める。この場合1つのトランセクト線で約 25 のデータがあればほぼ満足のゆく結果がえられる。

Table 1. 方形区内の主な更新樹の内容
Contents of principal regeneration trees within quadrats

シラキ <i>Sapium japonicum</i> PAX et HOFFM.	カエデ <i>Acer mono</i> MAXIM.	ハナイカダ <i>Helwingia japonica</i> DIETR.	ムラサキシキブ <i>Callicarpa japonica</i> THUNB.	その他 Others	全 体 All regeneration trees
118	186	79	60	560	1,003

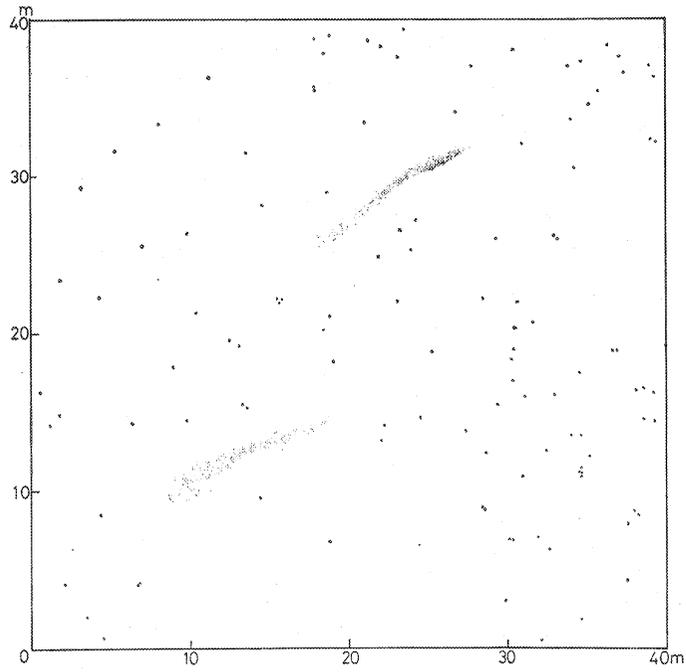


Fig. 5 シラキの稚樹位置図
Tree map of *Sapium japonicum* PAX et HOFFM.

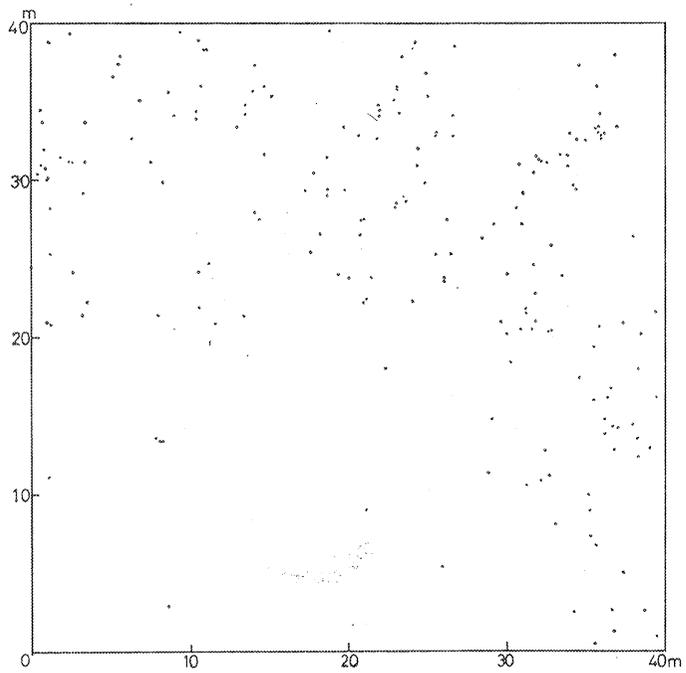


Fig. 6 カエデの稚樹位置図
Tree map of *Acer mono* MAXIM.

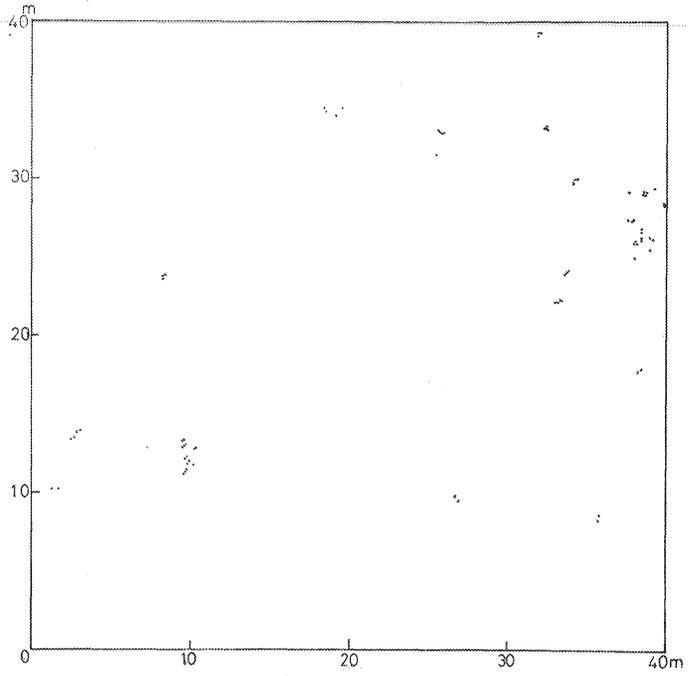


Fig. 7 ハナイカダの稚樹位置図
Tree map of *Helwingia japonica* DIETR.

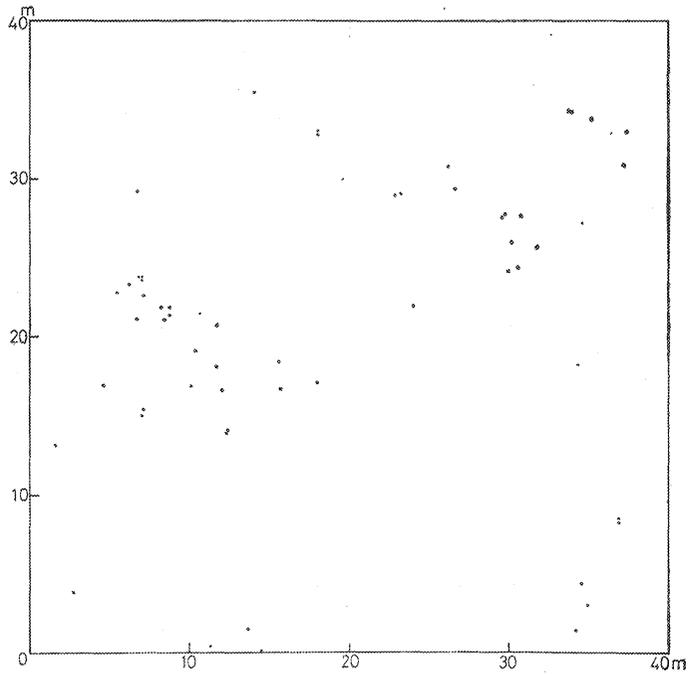


Fig. 8 ムラサキシキブの稚樹位置図
Tree map of *Callicarpa japonica* THUNB.

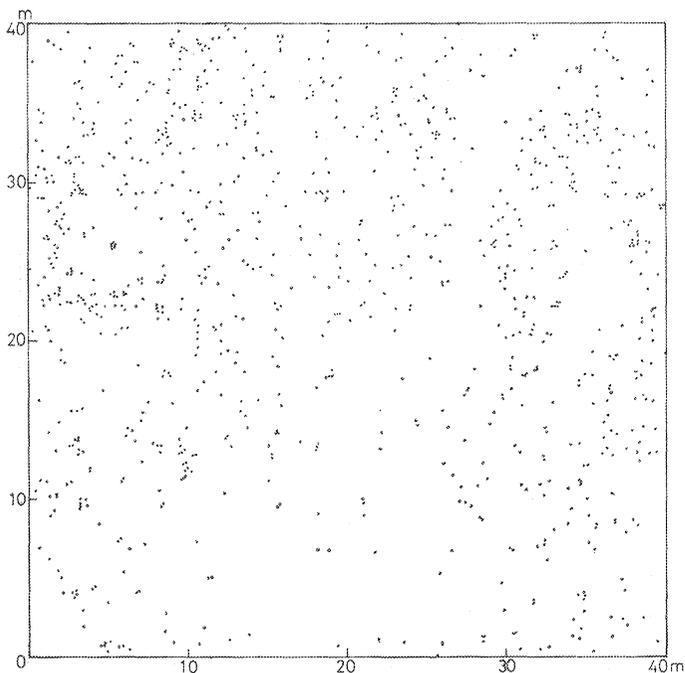


Fig. 9 全 種 樹 の 位 置 図
Tree map of all regeneration trees.

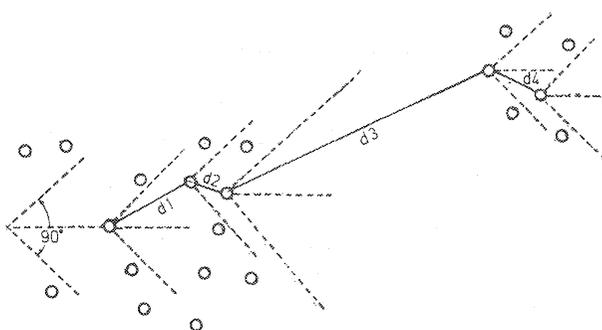


Fig. 10 彷徨四分法の調査方法
Operation of the wandering quarter method.

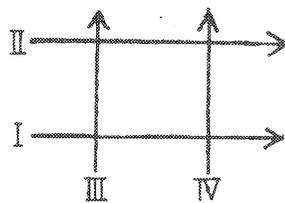


Fig. 11 調査線の配置
Suggested position of transect.

$$d_m = \sum [d_1 + d_2 + \dots + d_N] / N \quad \dots\dots\dots (9)$$

ここで d_1, d_2, \dots, d_N は種樹間距離, N は総測定個数である。

次にこの距離の度数分布をつくり, 次式で median と mode を計算する。

$$\text{median} = L + \frac{N/2 - S}{f} i \quad \dots\dots\dots (10)$$

$$\text{mode} = \text{平均値} - 3(\text{平均値} - \text{median}) \quad \dots\dots\dots (11)$$

ここで L は median を含む階級の下限の値, N は全度数, S は median を含む階級より下の度数の合計, f は median を含む階級の度数, i は階級の幅である。強度の集中分布のように度数分布が歪んでい

る場合、mode の代わりに median を使用する。次に $3 \times (\text{mode})$ または、 $3 \times (\text{median})$ を計算して測定された距離が $3 (\text{median})$ より小さいときは、集団内距離 (y) とし、大きいときは集団間距離 (x) とする。このようにこみにしたデータの度数分布を作るとともに調査された各距離のグラフ (Successive sampling) をつくっておく。そのグラフ例は Fig. 18~22 に示されている。

Successive sampling のグラフにより度数分布と同じように、 $3 \times (\text{mode})$ または $3 \times (\text{median})$ による x, y の分離ができるが、これは後述する d_1 集団間に個体が存在する場合、集団間に連続して 2 回以上表われる sample の距離を区分するために必要となる。

a. ランダム分布の場合

ランダム分布ではこの x と y の分離は起らない。このときの稚樹一本の平均占有面積 (MA) は、 $MA = d_m^2$ で表わされる。

従って面積 A 当たりの本数 (D) は、

$$D = A/MA \dots\dots\dots(12)$$

となる。

b. 集団 (clump) 間に個体が存在しない場合

この場合、 $3 \times (\text{mode})$ または、 $3 \times (\text{median})$ により距離の分離ができる。集団内平均距離 (y_m) は、

$$y_m = [y_1 + y_2 \dots + y_n] / n' \dots\dots\dots(13)$$

ここで n' は集団内距離の個数

また、集団間平均距離は

$$x_m = [x_1 + x_2 \dots + x_n''] / n'' \dots\dots\dots(14)$$

ここで n'' は、集団間距離の個数である。

集団を通りぬけた彷徨線を集団の直径になおすために、平均集団内距離を 1 に縮少する。そして、集団内個数と 1 に縮少した平均集団内距離をもつ集団の半径 (r_1) との関係は、次式のようになる。

$$r_1 = 0.59 \times \frac{y \text{ の値の個数 } (n')}{\text{通りぬけた集団個数}} \dots\dots\dots(15)$$

これより 1 集団あたりの平均個数 (N) は、 $N = 3r_1^2 + 3r_1 + 1$ で与えられる。

集団内の個体の分布をすべてランダムと仮定すると集団内個体の平均占有面積 (W) は、 $W = y_m^2$ で与えられる。

従って集団当たりの平均面積 (C) は

$$C = W \times N \dots\dots\dots(16)$$

となる。

集団の形がすべて円形であると仮定すると、集団の平均直径 (Z_m) は、 $Z_m = \sqrt{4c/\pi}$ である。

集団がランダムに分布していると仮定すると、集団当たり平均占有面積 (K) は、それらの中心間の距離の 2 乗に等しい。中心間の距離は、集団間の平均距離 (x_m) に集団の平均直径 (Z_m) を加えると求まるので、結局

$$K = (x_m + Z_m)^2 \dots\dots\dots(17)$$

これからある面積 (A_m^2) に含まれる集団の個数は、

集団の個数 = A/K である。

従って、ある面積 (A) に成立している更新樹の本数 (D) は、

$$D = (\text{集団の個数}) \times N \dots\dots\dots(18)$$

となる。

c. ランダム分布に孔状疎開部 (hole) のある場合

孔状疎開部のある場合は、距離は x と y に分離する。この場合、x は孔状疎開部を通りぬけた距離を示し、孔状疎開部間平均距離は、 $1.28 x_m + 0.92 \times (\sum y / \text{その個数})$ で表わされる。ここに $1.28 x_m$ は、孔状疎開部を通りぬける補正平均距離、 $0.92 \times (\sum y / \text{その個数})$ は、孔状疎開部周囲間補正平均距離である。この孔状疎開部間平均距離は、孔状疎開部の平均直径と孔状疎開部周囲間の平均距離の和を求めたものと考えられるが、CATANA はこれらの計算方法についてはふれていない。

孔状疎開部がランダム分布すると孔状疎開部の平均占有面積 (W_m) は、孔状疎開部間平均距離の自乗である。これより

$$\text{孔状疎開部の数} = \frac{A}{W_m} \dots\dots\dots(19)$$

また、孔状疎開部の面積 (HA) は、

$$HA = (1.28 x_m)^2 \dots\dots\dots(20)$$

であるから結局孔状疎開部全体の面積 Y は、

$$Y = HA \times \text{孔状疎開部の数} \dots\dots\dots(21)$$

したがって、面積 A に含まれる更新樹の総本数 (N') は、

$$N' = \frac{A - Y}{(y_m)^2} \dots\dots\dots(22)$$

で求められる。

d. 集団間に個体が存在する場合

$3 \times (\text{mode})$ で x, y の分離を行う。次に Successive sampling のグラフより集団間に連続して 2 回以上表われる Sample の距離を足して 0.92 倍したものをその集団間の距離とし、これを Combined x_m とする。

集団内個体の平均占有面積および集団当たり面積を示す $W = y_m^2$, $C = WN$, ($N = 3r_1^2 + 3r_1 + 1$) より集団の平均直径は

$$Z_n = \sqrt{4c/\pi} \dots\dots\dots(23)$$

となり、集団あたりの平均占有面積は、次式のようなになる。

$$K = [\text{Combined } x_m + Z_m]^2 \dots\dots\dots(24)$$

(24) 式より

$$\text{集団の数} = A/K \dots\dots\dots(25)$$

(25) 式より

$$\text{全集団内の本数} = \text{集団の数} \times N \dots\dots\dots(26)$$

(25) 式より

$$\text{集団の全面積} = \text{集団当たり平均面積}(c) \times \text{集団の数} \dots\dots\dots(27)$$

従って

$$\text{集団間の面積} = A - \text{集団の全面積} \dots\dots\dots(28)$$

Table 2. カタナの彷徨四分法の内容
Contents of CATANA's wandering quarter method

	分布判定規準 Criteria of identifying distribution pattern				密度その他の情報の推定 Estimation of density and other informations	
	分布型 Distribution pattern	距離の変動係数 Coefficient of variation of distance	度数分布 Frequency distribution	3 (mode) による距離の分離 Separation of distance by 3 (mode)	集団間個体の特徴 Characteristic in individuals between clumps	推定できる値 Measurement
I	ランダム Random	40 ~ 60 %	歪度小 Small skewdness	3 (mode) 内に全部入る		密度 Density
II	ランダム分布内に孔状疎開部のある分布 Random distribution with holes	60 ~ 125	歪度中 Intermediate skewdness	3 (mode) または 3 (median) による分離がおこる		孔状疎開部平均面積 (Mean area of holes), 孔状疎開部数 (Number of holes), 孔状疎開部全面積 (Area lacking individuals), 全体密度 (Population density) 等
III	集団間にランダムに個体が分布する。 Distribution with random individuals between clumps	150 ~ 345	歪度中 Intermediate skewdness	"	集団間個体が連続して2個以上表われる More than 2 successive individuals between clumps	集団数 (Number of clumps), 1 集団内平均密度 (Number per clump), 集団面積 (Area covered by clumps), 集団間面積 (Area between clumps), 集団内密度 (Density of clumped individuals), 集団間密度 (Density of individuals between clumps), 全体密度 (Population density) 等
IV	集団間に個体が存在しない。 Distribution with no individual between clumps	125 ~ 345	歪度大 Large skewdness	"		集団の数 (Number of clumps), 1 集団内平均密度 (Number per clump), 集団の平均面積 (Mean area of clumps), 集団間距離 (Distance between peripheries), 全体密度 (Population density) 等

集団間の個体の平均占有面積 = x_m^2 であるから

$$\text{集団間個体の本数} = \text{集団間面積} \div x_m^2 \quad \dots\dots\dots(29)$$

したがって、(26)、(29) より

$$\text{面積 } A \text{ に含まれる全本数} = \text{全集団内本数} + \text{集団間本数} \dots\dots\dots(30)$$

となる。

彷徨四分法における分布判定は、基本的には、次に示す 4 種の因子を用いて行うことができる。1) 距離の度数分布の歪み、2) 距離の変動係数、3) $3 \times (\text{mode})$ による集団間距離と集団内距離の分離、4) 集団間に連続して 2 回以上表われる距離の数。

この 4 種の因子による分布の判定規準および、その結果にもとづき、a, b, c, d により推定される密度やその他の情報を Table 2 に示した。

しかし、ここで注意しなければならないのは、10%誤差におさめるためには、集団間の距離のデータが次の (31) 式を満足するものでないといけないことである。

$$\text{集団間のデータの数} = [10 \times CV]^2 \quad \dots\dots\dots(31)$$

(CV は集団間距離の変動係数)

データが不足すれば、新たなトランセクト線を入れて調査する必要がある。

2) 5 種類の更新樹の位置図による彷徨四分法—彷徨四分法の検討

1) で述べた彷徨四分法による更新樹調査法を前述のカエデ、シラキ、ハナイカダ、ムラサキシキブ、全稚樹の 5 種の更新樹の位置図に適用した。

トランセクト線は CATANA の提案と同じく、Fig. 11 のように 4 本入れた。次に各樹種毎にトランセクト線を入れた場合の距離の度数分布と Successive sampling のグラフを求めた。全稚樹、カエデ、シラ

Table 3. 彷徨四分法の樹木
Application of wandering quarter

	直 値 (40×40m) True-value	推定本数 (40×40m) Estimate of number	ランダム分布を仮 定した場合の推定 本数 (40×40m) Number of stem on random assumption	変動係数 Coefficient variation	3 (median)
全 稚 樹 All regeneration trees	1,003(6,269)	966	966	0.67	3.69
カ エ デ <i>Acer mono</i> MAXIM.	186(1,163)	153	240	1.03	4.88
シ ラ キ <i>Sapium japonicum</i> PAX et HOFFM.	118 (738)	110	110	0.63	11.80
ハ ナ イ カ ダ (1) <i>Helwingia japonica</i> DIETR. (1)	79 (494)	170	160	1.53	1.54
ハ ナ イ カ ダ (2) <i>Helwingia japonica</i> DIETR. (2)	79 (494)	79	160	1.59	1.39
ムラサキシキブ <i>Callicarpa japonica</i> THUNB.	60 (375)	51	89	0.77	8.40

注) 40×40m 当たりの測定値
() 内は ha 当たりの換算値
集団間距離 (データ) の必要数は (31) 式による

キ, ムラサキシキブ, ハナイカダ(1), ハナイカダ(2)(後述)の度数分布を, Fig. 12~17に表わし, Successive samplingのグラフを Fig. 18~23に示した。

これらと Table 2 に示した分布判定規準により, 5種の更新樹の分布判定を行い, この分布様式に応ずる密度を推定したものを Table 3 に示した。このうち, ハナイカダ(1)は, 4本のトランセクト線ではデータ数が足りずに, (31)式に基づいて新たなトランセクト線を加えた(ハナイカダ(2))。

これらの5種類の分布には, 集団間に個体のある分布は見られなかった。なおこのような分布であるためには, 集団間に連続して2回以上表われる個体が数多く存在することが必要となる。しかし, ハナイカダ(1)では, 連続した出現が2箇所みられたが, これは, むしろ集団間に個体が存在しない分布とみた方が妥当と考えた。また, カエデ, ハナイカダは, 孔状疎開部のある分布, ムラサキシキブは, 集団間に個体が存在しない分布と判定し, それぞれの場合の全体密度とその他の情報の結果をそれぞれ Table 4, 5に示した。

Table 4, 5 に示された孔状疎開部の大きさや集団の大きさ等は, 平均値として算出されているので, 樹木位置図 (Fig. 6, 7, 8) と対応する場合, 必ずしも一致するものでないことに留意しなければならない。このように天然林の更新樹は, ある程度数学的モデルからかけ離れた分布をしていることが予想される。

次に, (i), (ii), (iii), (iv)のケースについて bias の問題にふれよう。

まず(i)のケース, すなわち ランダム→ランダムの場合であるが, 全雑樹やシラキは変動係数が0.6~0.7となり, ランダム分布と集中分布の中間型の分布といえるが, 集団間距離のデータ数が少なく, 集中分布とみるには無理があり, ランダム分布と仮定して計算すると, 基本的には密度推定において bias が生じる。

位置図による適用
method to the tree maps

3 (mode)	集団内距離 (データ) 個数 Data within clumps	集団間距離 (データ) の必要数 Needed data between clumps	集団間距離 (データ) の個数 Data between clumps	全 距 離 (データ) 数 Number of all data	分 布 判 定 結 果 Pattern identification
3, 20	135 138	—	4	139	ランダム (集中分布に近づきつつある) Random
—	51	—	10	61	孔状疎開部のある分布 Distribution with holes
12, 20	38	—	0	38	ランダム (集中分布に近づきつつある) Random
—	29	44	13	42	集団間に個体が存在しない Distribution with no individual between clumps
—	48	43	19	67	集団間に個体が存在しない Distribution with no individual between clumps
—	24	5	4	28	孔状疎開部のある分布 Distribution with holes

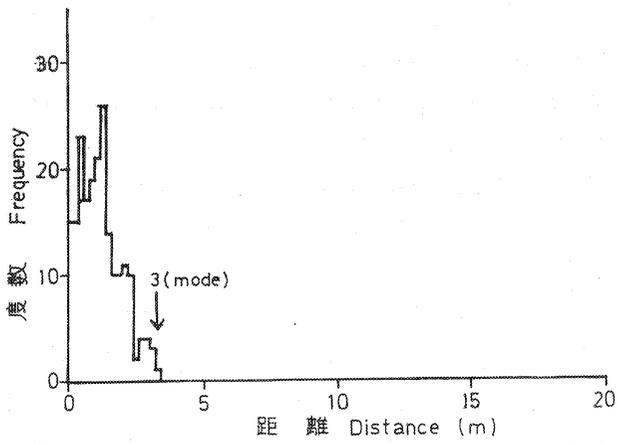


Fig. 12 全稚樹の度数分布
Frequency polygon
(all regeneration trees)

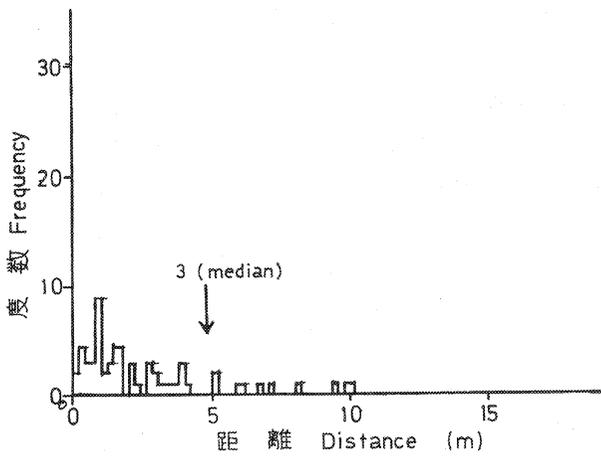


Fig. 13 カエデの度数分布
Frequency polygon
(*Acer mono* MAXIM.).

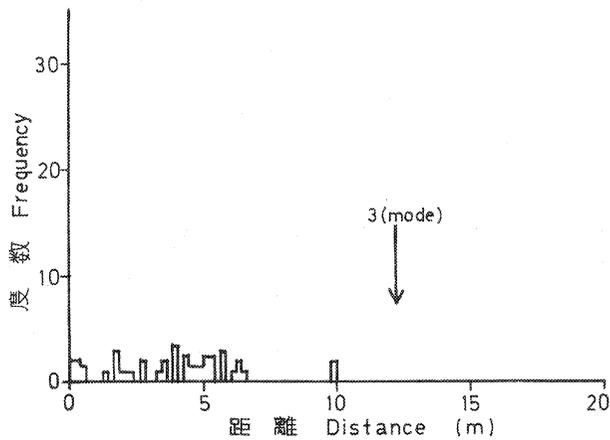


Fig. 14 シラキの度数分布
Frequency polygon (*Sapium
japonicum* PAX et HOFFM.).

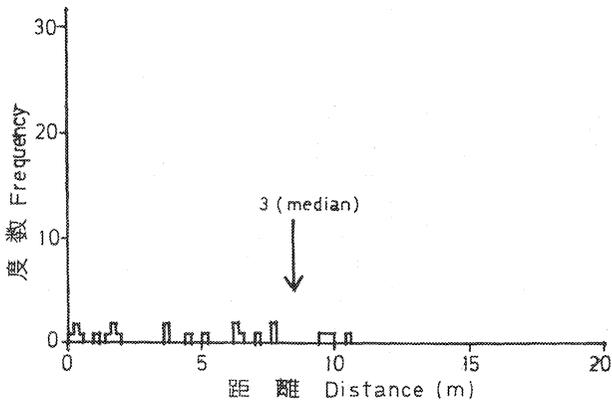


Fig. 15 ムラサキシキブの度数分布
Frequency polygon (*Callicarpa japonica* THUNB.).

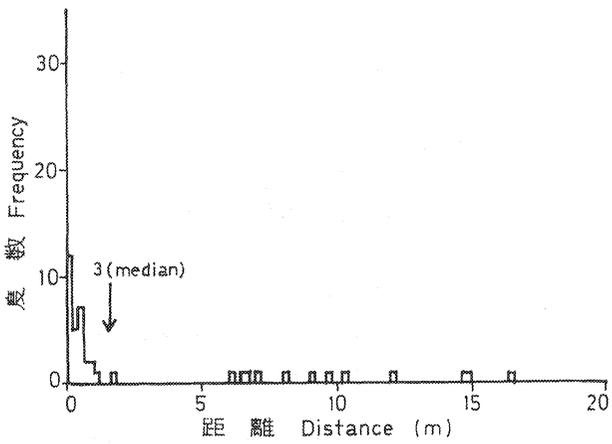


Fig. 16 ハナイカダ (1) の
度数分布
Frequency polygon (*Helwingia japonica* DIETR.).

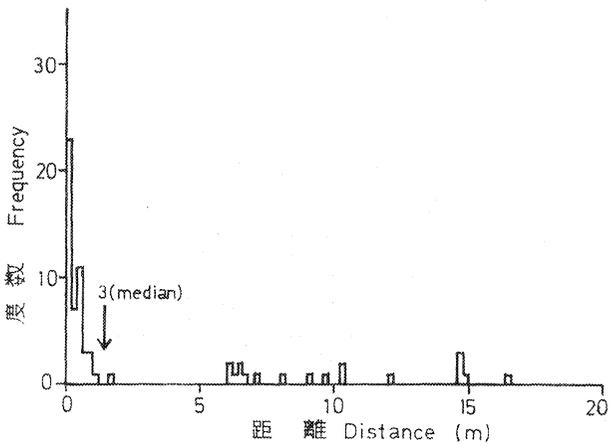


Fig. 17 ハナイカダ (2) の
度数分布
Frequency polygon (*Helwingia japonica* DIETR.).

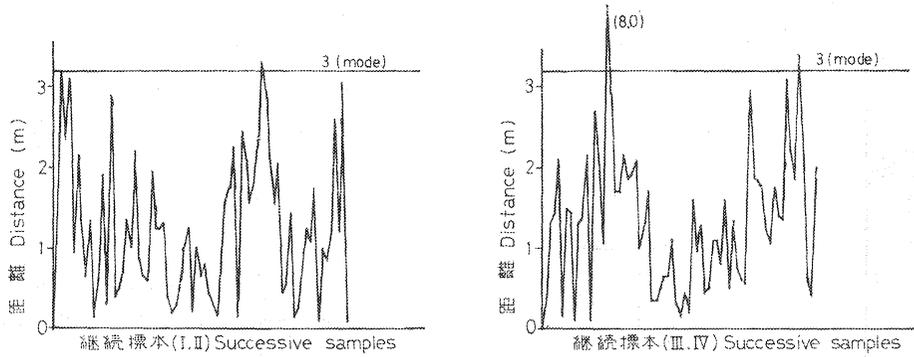


Fig. 18 全稚樹の折線グラフ
Graph of successive samples (all regeneration trees).

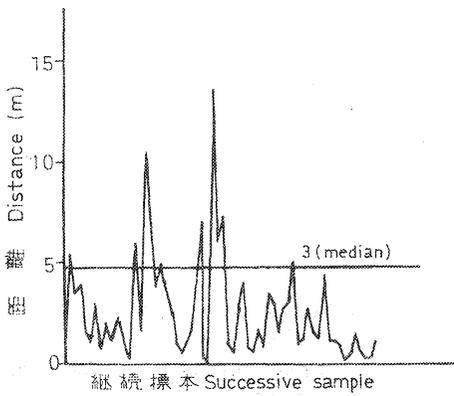


Fig. 19 カエデの折線グラフ
Graph of successive samples
(*Acer mono* MAXIM.).

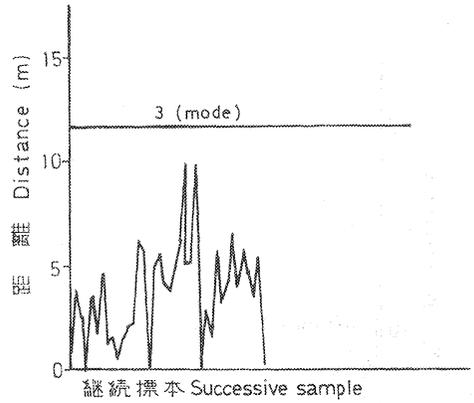


Fig. 20 シラキの折線グラフ
Graph of successive samples
(*Sapium japonicum* PAX et HOFFM.).

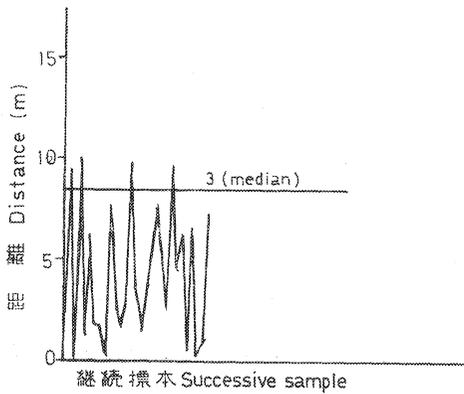


Fig. 21 ムラサキシキブの折線グラフ
Graph of successive samples
(*Callicarpa japonica* THUNB.).

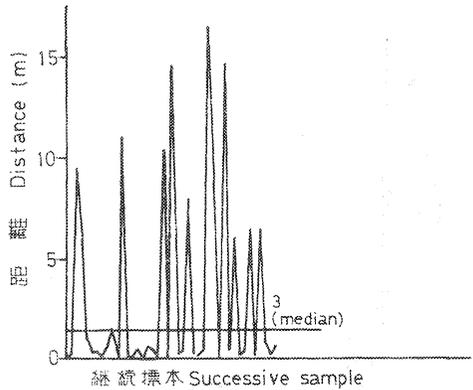


Fig. 22 ハナイカダ(1)の折線グラフ
Graph of successive samples
(*Helwingia japonica* DIETR.).

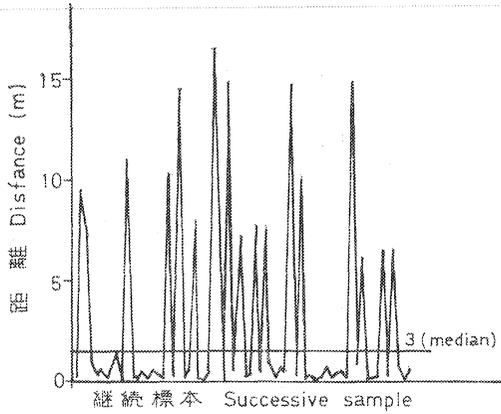


Fig. 23 ハナイカダ (2) の折線グラフ
Graph of successive samples
(*Helwingia japonica* DIETR.).

Table 4. 集団間に個体が存在しない場合の内容 (ハナイカダ)
Contents of aggregated population with no individual between clumps (*Helwingia japonica* DIETR.)

	集団間に個体が存在しない Aggregated population with no individual between clumps ハナイカダ (2) <i>Helwingia japonica</i> DIETR.
変動係数 Coefficient of variation	1.59
3 (median)	1.39
y_m	3.79
x_m	0.84
Z_m	15.39
W	14.32
K	263.41
C	185.82
1 集団当りの平均個数 Number per clump	12.98
集団の数 Number of clumps	6.07
推定値 Estimate	79
真値 True value	79

注) 40×40m 当たりの測定値

Table 5. 孔状疎開部のある分布の内容 (カエデ, ムラサキシキブ)
Contents of population with holes (*Acer mono* MAXIM. and *Callicarpa japonica* THUNB.)

	孔状疎開部のある分布 Population with holes	
	カエデ <i>Acer mono</i> MAXIM.	ムラサキシキブ <i>Callicarpa japonica</i> THUNB.
変動係数 Coefficient of variation	1.03	0.77
3 (median)	9.75	8.40
y_m	1.61	3.34
x_m	7.50	9.86
孔状疎開部の平均占有面積 Mean area of holes	123.23	246.29
孔状疎開部の数 Number of holes	13.0	6.5
孔状疎開部の面積 Area of holes	92.47	159.28
孔状疎開部全体の面積 Area lacking individual	1,202.71	1,035.32
個体のある部分の面積 Area with individual	397.29	564.68
個体の平均占有面積 MA of individual	2.61	11.07
推定値 Estimate	153	51
真値 True value	186	60

注) 40×40m 当たりの測定値

しかし、Table 3 によれば、著しい bias は見られない。これに対して変動係数 0.77 のムラサキシキブでは、ランダム分布と仮定した場合の推定本数は 89 本 (真値 60) とかなりの bias がみられる。従って変動係数 0.7 の付近にランダム分布と仮定した場合の bias が実用的に無視しうるかどうかの判定基準境界があると思われる。

(イ) のケースすなわち集中→集中の場合であるが、カエデ、ムラサキシキブ、ハナイカダのような孔状疎開部のある分布、集団間に個体のない分布はそれぞれもとの分布がランダム分布、または、集団内分布がランダム分布という仮定が入っているため、これらがランダムでなければ、基本的には bias が生じる。

この彷徨四分法では、これを検定する方法は現在確立されていないが、孔状疎開部のある分布 (カエデ、ムラサキシキブ)、集団間に個体のない分布 (ハナイカダ) とともに、密度推定において著しい bias は見られない。しかし、ハナイカダ (1) にみられるように十分多数の標本がないと推定値は良い結果を示していない。この例では、ハナイカダ (2) は、集団間データの必要数 ((31)式) に多少満たないが、良い推定値を示した。

このように、彷徨四分法は、分布判定法と密度推定法を組み合わせた調査体系が確立している唯一の方法であるため、ランダム分布に集中分布の式を用いたり、集中分布にランダム分布の式を用いたりすることは、事前にチェックされる。従って実際は (四)、(三) のケースは起らない。この調査体系が、密度推定の bias の面でいかに重要かは、集中分布のカエデ、ハナイカダ、ムラサキシキブにランダム分布の式を当てはめると (二のケース) Table 3 のランダム分布と仮定した場合の推定本数の項にみられるように、かなりの bias があることから判断できるであろう。

ii) HOPKINS 法——森下の間隔法による更新樹調査

分布判定法は森下と同じ点植物間隔法であることおよび実用的に簡便であることにより Nearest neighbour method を用いた。

これは、HOPKINS によって提案された方法で $A = \sum D^2 / \sum I^2$ によって判定を行うものである。ここで D は、ランダムに落とされた点から至近木までの距離、 I はランダムに選んだ木から至近木までの距離である。

HOPKINS によると A の値は、規則分布、ランダム分布、集中分布に応じてそれぞれ $A < 1$, $A = 1$, $A > 1$ となると述べている。 A の 1 からのかたよりは、 $x = A/1 + A$ を求め、標本数 $n \leq 50$ の場合には、Incomplete beta function table (PEARSON)²⁹⁾ を用い、表に示されている $I_x(A > 1$ のときは $1 - I_x$) の値から P を求める。また $n > 50$ のときは、 $X = |x - 0.5| \cdot 2\sqrt{(2n+1)}$ を求め、Table of the normal curve probability integral により、 $0.5(1+a)$ の項の値を求めて、 $P = 1 - 0.5(1+a)$ を求める。ここで、 P は、ランダム分布である確率を示している。

密度推定法としての森下の間隔法²⁹⁾ の概略は第 I 章で述べているが、次のようにまとめることができる。

1) 順位法 いま標本点 N 点から n 番目に近い稚樹までの距離を r 、 N 点のこのような距離の平均を \bar{r} とすれば、単位面積当たりの個体数の推定値 \hat{m} およびその分散 $\sigma^2 \hat{m}$ は分布型別に Table 6 のようになる。

2) 分角順位法 各標本点においてその周囲を等しい角度を持つ K 個の分角にわけて、各分角ごと

Table 6. 順位法

Order method

方法 Method	分布 Distribution	推定値 Estimate	分散 Variance	備考 Remark
S1	ランダム Random	$\hat{m} = \frac{C}{\bar{r}^2}$	$\frac{E}{\bar{r}^2} < \sigma \hat{m} < \frac{D}{\bar{r}^2}$	C, D, Eはnによってきまる
S2	"	$\hat{m} = \frac{nN-1}{\sum_{i=1}^N r_i^2} \cdot \frac{1}{\pi}$	$\sigma^2 \hat{m} = \frac{m^2}{(nN-2)}$	森下
S3	集中 Aggregated (群内ランダム) (Random within fractions)	$\hat{m} = \frac{n-1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{r_i^2} \cdot \frac{1}{\pi}$	$\sigma^2 \hat{m} = \left\{ \frac{1}{A} \left(1 + \frac{1}{n+2} \right) \sum_{l=1}^{\delta} Alml^2 - \hat{m}^2 \right\}$	"

Table 7. 分角順位法

Angle order method

方法 Method	分布 Distribution	推定値 Estimate	分散 Variance	備考 Remark
SS1	ランダム Random	$\hat{m} = \frac{nKN-1}{KN} \cdot K \cdot \frac{1}{\pi}$	$\sigma^2 \hat{m} = \frac{m^2}{nKN-2}$	森下
SS2	集中 Aggregated	$\hat{m} = \frac{n-1}{N} \sum_{j=1}^{KN} \frac{1}{r_j^2} \cdot \frac{1}{\pi}$	$\sigma^2 \hat{m} = \frac{1}{KN} \left\{ \frac{1}{A} \left(1 + \frac{1}{n-2} \right) \sum_{l=1}^{\delta} Alml^2 - \hat{m}^2 \right\}$	"
SS3	(群内ランダム) (Random within fractions)	$\hat{m} = \frac{nK-1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{K}{\sum_{j=1}^K r_{ij}^2} \cdot \frac{1}{\pi}$	$\sigma^2 \hat{m} = \frac{1}{N} \left\{ \frac{1}{A} \left(1 + \frac{1}{nK-2} \right) \sum_{l=1}^{\delta} Alml^2 - \hat{m}^2 \right\}$	"

注) N: 標本点数 Number of sample points, n: n番目に近い樹までの距離rをはかる Measure the distance (r) to the n-th nearest individual, K: 分角数 Number of section, δ: 群の数 Number of fractions, A: 群の面積 Fraction area, ml: 群の密度 Density of fraction, A: 全面積 Total area of fractions.

に n 番目に近い稚樹までの距離 r を測定すると \hat{m} および $\sigma^2 \hat{m}$ は分布型別に Table 7 のようになる。

なお, 1), 2) において森下は, 集中分布を群内でランダム分布をする疎密度のちがういくつかの集団の集まりと定義している。

また森下は, 群内が一様分布であれば, \hat{m} の近似値として $\hat{m} = (\hat{m}_1 + \hat{m}_2) / 2$ を用いることをすすめている。

ここで

$$\hat{m}_1 = \frac{n-1}{N} \sum_{j=1}^{KN} \frac{1}{r_j^2}$$

$$\hat{m}_2 = \frac{nK-1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{K}{\sum_{j=1}^K r_{ij}^2}$$

この HOPKINS 法——森下の間隔法の調査法を (i), (ii), (iv), (v) のケースで検討を行うため前述と同じ 5 種の更新樹位置図に, 5 m 間隔でシステムティックに標本点を抽出したが, かたよりを防ぐために林縁に

かかった 1 点を除いて 48 点を用いて検討を行った。

HOPKINS 法により 5 種の稚樹分布を判定した結果を Table 8 に示す。

Table 9, 10 には, Table 6, 7 に示した順位法, 分角順位法による密度推定法を全稚樹に適用した結果を示した。なお, 全稚樹以外の樹種別の検討では, 個体数が少ないため, 順位法だけを用いた。また, 全稚樹の場合, S 3, SS 2, SS 3 の集中分布の式で推定するため, まず標本点を中心としたコドラート内

Table 8. HOPKINS 法による分布判定
Pattern identification by HOPKINS' method

	$A = \sum D^2 / \sum I^2$	標本数 Sample size	x	P
全 稚 樹 All regeneration trees	1.543	49	0.607	0.177
カ エ デ <i>Acer mono</i> MAXIM.	1.231	32	0.552	0.204
シ ラ キ <i>Sapium japonicum</i> PAX et HOFFM.	1.281	16	0.562	0.243
ハ ナ イ カ ダ <i>Helwingia japonica</i> DIETR.	8.681	14	0.990	0
ム ラ サ キ シ キ プ <i>Callicarpa japonica</i> THUNB.	1.492	24	0.599	0.084

Table 9. 全 稚 樹 分 布
Application of order method to all

n 番目 n	方法 Method	標本数 N	S 1			S		
			推 定 値 \hat{m}	上 限 Upper limit	下 限 Lower limit	誤 差 率 P (%)	推 定 値 \hat{m}	上 限 Upper limit
3		48	4,444	5,237	3,717		3,903	4,563
4		48	4,439	5,118	3,808		3,928	4,503
5		48	4,641	5,271	4,050		4,125	4,664
6		48	4,839	5,436	4,276		4,284	4,794
7		48	4,780	5,325	4,265		4,313	4,789
8		48	4,930	5,454	4,433		4,468	4,928

真値 True value : 6,269

Table 10. 順 位 分 角 法 の
Application of angle order method

n 番目 n	方法 Method	標本数 N	S S 1			S S 2			
			推 定 値 \hat{m}	上 限 Upper limit	下 限 Lower limit	誤 差 率 P (%)	推 定 値 \hat{m}	上 限 Upper limit	下 限 Lower limit
3		48	4,251	4,608	3,893	8.41	6,445	7,595	5,295
4		48	4,503	4,831	4,176	7.28	6,669	7,442	5,897
5		48	4,386	4,672	4,101	6.51	6,642	7,230	6,054
6		48	4,630	4,905	4,355	5.94	6,997	7,492	6,052
7		48	4,400	4,642	4,158	5.50	6,535	6,925	6,144
8		48	4,180	4,395	3,965	5.14	6,043	6,356	5,730

真値 True value : 6,269

の本数によって、疎，中，密の3群 (A1, A2, A3) に地帯区分した。 σm^2 を計算するためであるが、この群の標本点数と分布判定の結果を Table 11 に示す。

森下の仮定では、群内はランダム分布となっているが、この場合密なる集団 (A1) は、一様分布に近く、中庸な集団 (A2) は、ランダム分布をし、疎な集団 (A3) は、集中分布の様相を示している。カエデについての結果は Table 12 のとおりである。カエデの場合、全稚樹分布と同様に3群にわけ、群内の分布判定を示すと Table 13 のようになった。

シラキ，ムラサキシキブ，ハナイカダについての結果は Table 14 のようになった。

分布判定として Table 8 の P の値をみると、ハナイカダ，ムラサキシキブは集中分布であると考えられるが、全稚樹，カエデ，シラキについてはランダム分布である確率が20%前後もあり、ランダム分布でないとは断定できないので集中分布，ランダム分布の2通りの判定を行いそれぞれの密度推定式による値の真値からの差で、 P の値による判断の基

Table 11. 全稚樹の群内の分布内容
Distribution pattern within clumps
of all regeneration trees

	$\Sigma D^2 / \Sigma I^2$	標本数 Sample size
A 1	0.533	28
A 2	0.966	9
A 3	18.064	11

への順位法の適用
regeneration trees distribution

2		S 3						
下限 Lower limit	誤差率 $P(\%)$	推定値 \hat{m}	上限 Upper limit	下限 Lower limit	誤差率 $P(\%)$	A1	A2	A3
3,244	16.9	5,760	9,947	1,572	72.7	28	9	11
3,355	14.6	5,795	9,242	2,347	59.5	28	9	11
3,587	13.1	5,734	8,645	2,823	50.8	28	9	11
3,774	11.9	6,215	9,214	3,216	48.3	28	9	11
3,838	11.0	5,929	8,723	3,135	47.1	28	9	11
4,008	10.3	6,122	8,905	3,340	45.5	28	9	11

全稚樹分布への適用
to all regeneration trees distribution

				S S 3						
誤差率 $P(\%)$	A1	A2	A3	推定値 \hat{m}	上限 Upper limit	下限 Lower limit	誤差率 $P(\%)$	A1	A2	A3
17.85	28	9	11	5,979	6,721	5,238	12.40	28	9	11
11.58	28	9	11	6,022	6,698	5,347	11.22	28	9	11
8.85	28	9	11	5,992	6,652	5,331	11.03	28	9	11
7.07	28	9	11	6,164	6,787	5,540	10.11	28	9	11
5.98	28	9	11	5,840	6,437	5,244	10.21	28	9	11
5.18	28	9	11	5,380	5,881	4,879	9.31	28	9	11

Table 12. 順位法のカ
Application of order method to

n 番 目 n	方法 Method 標本数 N	S 1				S	
		推定値 m	上 限 Upper limit	下 限 Lower limit	誤差率 P(%)	推定値 m	上 限 Upper limit
3	33	1,416	1,725	1,135	—	1,320	1,592
4	33	1,452	1,726	1,200	—	1,336	1,575
5	33	1,532	1,786	1,295	—	1,424	1,649

真値 True value : 1,163

Table 13. カエデの群内の分布内容
Distribution pattern within clumps
of *Acer mono* MAXIM.

	$\Sigma D^2 / \Sigma I^2$	標 本 数 Sample size
A 1	0.879	16
A 2	1.335	7
A 3	1.629	10

もランダム仮定)にみられるように, bias は, かなり生じている (Table 9, 10)。カエデの場合は, S1, S2 によると, 真値が信頼区間から少しはみだし, 密度推定値もあまりよくなく, bias はある程度生じている (Table 12)。

以上の結果から, シラキは, ランダムの仮定はできるが, カエデ, 全稚樹は, ランダムの仮定は, 多少無理をとまうことがわかる。従って HOPKINS 法ではシラキをランダムに近い分布 (多少の集中度はあ

準も合せて検討してみた。

ここで (i), (ii), (iii), (iv) のケース についてそれぞれ検討してみよう。

(i) のケース

すなわち, ランダム→ランダムの場合であるが, シラキ, カエデ, 全稚樹は $P \neq 0.2$ であり, ランダムでないとはいききれないのでランダムに近い分布と判定すると, シラキの場合だとランダム仮定の S2 にみられるように, bias は少ない (Table 14)。しかし, 全稚樹の場合, S1, S2, SS1 (三方法と

Table 14. 順位法のシラキ, ムラサキシキブ, ハナイカダへの適用例
Application of order method to *Sapium japonica* PAX et HOFFM.,
Callicarpa japonica THUNB. and *Helwingia japonica* DIETR.

n 番 目 n	方 法 Method 標 本 数 N	S 2	S 3	直 値 True value
		推定値 m	推定値 m	
シラキ <i>Sapium japonicum</i> PAX et HOFFM.	1	575		738
	2	785	739	
	3	858	732	
ムラサキシキブ <i>Callicarpa japonica</i> THUNB.	1	110		375
	2	324	490	
ハナイカダ <i>Helwingia japonica</i> DIETR.	1	145		494
	2	281	895	

エデへの適用

the distribution of *Acer mono* MAXIM.

2		S 3						
下 限 Lower limit	誤差率 P(%)	推 定 値 \hat{m}	上 限 Upper limit	下 限 Lower limit	誤差率 P(%)	A1	A2	A3
1,046	20.7	1,616	2,525	704	56.4	16	7	10
1,097	17.9	1,728	2,516	943	45.5	16	7	10
1,196	16.0	1,856	2,681	1,030	44.5	16	7	10

る)、全稚樹、カエデを集中分布とランダム分布の中間分布とみなすことができる。

(iv) のケース

すなわち、ランダム→集中のケースの場合で、(i)によりシラキがあてはまるが、S3（集中分布仮定）より、biasは少ない（Table 14）。これは、集中分布を森下はランダム分布をする疎密度の異なる集団の集まりとしているので、疎密度の差がなくなる極限の場合を考えれば全体として、ランダム分布と同一になるためと考えられる。

(v) のケース

集中→集中のケースであるが、(i)の結果から、全稚樹、カエデ、ムラサキシキブ、ハナイカダが該当する。

全稚樹の場合、S3, SS2, SS3（3方法とも集中分布仮定）により、各群の分布がランダム分布より、かなりはずれていても（Table 11）biasは比較的少ない（Table 9, 10）。カエデの場合、集中分布仮定の式（S3）では、真値（実測値）が、信頼区間から多少はみだし、ある程度、biasは生じているとみてよい（Table 12）。

ムラサキシキブ、ハナイカダの場合は、標本数が少ないための変動も大きいですが、判定結果が、 $P=0.084$, $P=0$ と強度の集中分布となっているため、群内がランダム分布をして密度の異っている群を仮定する森下のモデルに合わず、かなりのbiasを生じている（Table 14）。

(vi) のケース

集中→ランダムの場合であるが、全稚樹の場合S1, S2, SS1にみられるように、ある程度のbiasは生じている（Table 9, 10）。

ムラサキシキブ、ハナイカダの場合は、biasは、かなり生じている（Table 14）。

以上のことから、HOPKINS法では、シラキ、カエデ、全稚樹のようなランダムに近い分布または、ランダム分布と集中分布の中間型の分布においては、 $P=0.2$ を1つの目安にして、0.2より大きければ、ランダム分布、小さければ集中分布の判定を行うとよい。

(i)のランダム→ランダム、(v)の集中→集中の大原則を守ればbiasは少ないが、ムラサキシキブ、ハナイカダの強度の集中分布の密度推定にはbiasが大きく、森下法は適していない。

また(iv)、(v)のランダム→集中の場合と、集中→集中の場合、強度の集中分布の場合を除けばbiasは比較的少ないこと、および分布判定のむずかしいランダム分布と集中分布の中間型の分布が多いことを考え

合わせると、ランダム分布、集中分布を問わず、集中分布の公式を簡便法として、分布判定法を省略して使うことができる。しかし、この場合、例外分布である強度の集中分布を見いだせないまま適用し、bias の生じる密度推定を行う危険をとまなっている。

iii) BATCHELER の分布判定法——BATCHELER の bias 修正法による更新樹調査

森下²⁴⁾、PIELOU²⁵⁾ らにより、ランダムでない母集団にランダムな点から至近木までの距離を用いて、ランダム仮定による密度推定を行うと、bias が生じることが立証されており、前述の実例からも明らかとなった。BATCHELER²⁶⁾ はこの bias を修正するため次のような方法を考えた。

密度 d のランダムな個体分布において、半径 r 内に個体がない確率は、

$$\exp(-d\pi r^2)$$

また、半径 r と $r+dr$ の同心円にはさまれた円環内に少なくとも 1 個の個体が入る確率は、 $2d\pi r dr$ である。このときランダムに選んだ点から至近木までの距離が r である確率は、 $\exp(-d\pi r^2)2d\pi r dr$ である。したがって任意の半径 R の円内の距離だけを測るとすると、測られた距離が r である確率は、

$$\exp(-d\pi r^2)d\pi r dr / (1 - \exp(-d\pi R^2))$$

今、 N 個の標本点が選ばれ、そのうち n 個が R 以下とすると、尤度は、

$$\binom{N}{n} \exp(-d\pi(r_1^2 + \dots + r_n^2)) \exp(-(N-n)\pi R^2) (2d\pi)^n r_1 r_2 \dots r_n$$

この尤度を最大にする d は、

$$\hat{d} = n/\pi(r_1^2 + r_2^2 + \dots + r_n^2 + (N-n)R^2) \dots \dots \dots (32)$$

となる。

BATCHELER は、 R の変化に応じて N 個の標本点のうち、 n 個の距離が R 以下となる割合 (n/N) とこの n 個による d の推定値 (\hat{d}) と母集団値 (λ) との比 (\hat{d}/λ) との関係の種類々の分布を示す母集団 (規則、ランダム、集中) について調べ、 n/N が 50% になるように R を決めると (32) 式が安定した良い推定値を与えることを見出した。

彼は、これを 50% PDE (the 50% point distance estimate) と名づけた。そして、 $\log(d/\lambda)$ と $\sum r_P / \sum r_N$ (r_P は、ランダムな点から至近木までの距離、 r_N は、その至近木に最も近い木までの距離) との関係が次のように直線関係になることを示した。

$$\log(d/\lambda) = 0.1416 - 0.1613(\sum r_P / \sum r_N) \dots \dots \dots (34)$$

また、(34) 式の $\sum r_P / \sum r_N \cong 0.88$ に応じて規則分布、ランダム分布、集中分布になることを経験的に明らかにしている。

(34) 式を

$$\log \lambda = \log d - \left(0.1416 - 0.1613 \frac{\sum r_P}{\sum r_N} \right)$$

と変形すると、 $\sum r_P / \sum r_N$ は分布型判定を示すので、分布型の判定指標 $\sum r_P / \sum r_N$ に応じて $0.1416 - 0.1613 \sum r_P / \sum r_N$ が変化し、これによって母集団値 λ は 50% PDE による d を補正したものになる。

以上のことから BATCHELER による方法をもとにした場合の更新樹調査システムは、まず $\sum r_P / \sum r_N \cong 0.88$ に応じて規則分布、ランダム分布、集中分布の判定をする。密度推定では (34) 式により自動的に bias 補正ができ、直接分布判定法は必要でないが、分布判定の情報も合せて理解していくことが望まし

Table 15. BATCHELER 法の 5 種の更新分布への適用
Application of BATCHELER's method to 5 species distribution

樹種 Species	標本数 N	50% PDE	$\sum r_p / \sum r_N$	補正された 推定値 λ	R以下の 標本点数 n	半径 R	真値(ha) True value
全種樹 All regeneration trees	49	4,224	1.2595	4,868	24	0.7	6,269
カエデ <i>Acer mono</i> MAXIM.	16	708	1.4293	870	8	1.8	1,163
シラキ <i>Sapium japonicum</i> PAX et HOFFM.	16	518	1.3302	613	8	2.05	738
ムラサキシキブ <i>Callicarpa japonica</i> THUNB.	16	350	1.892	511	8	2.5	375
ハナйкаダ <i>Helwingia japonica</i> DIETR.	14	454	12.2588	31,102	7	2.3	494

い。

この BATCHELER の方法を前述の 5 種の種樹分布に適用した場合の推定結果は Table 15 の通りである。 $\sum r_p / \sum r_N$ による分布型の判定によれば、いずれも 0.88 以上で集中分布と判定でき $\sum r_p / \sum r_N$ の大きさと集中度を比べてみると、全種樹、カエデ、シラキはほぼ同じ集中度と判定され、ムラサキシキブはそれより集中度が強く、ハナйкаダはかなり強い集中分布と判定される。しかし、BATCHELER の分布判定法 $\sum r_p / \sum r_N$ は経験的なもので、ランダム分布かどうかの有意性の検定の方法はない。

従って、5 種の種樹分布とも集中分布とみなすと、(i)、(ii) のケースはなく、(iv) のケースのみになる。つまり分布判定法の結果がつねに、密度推定法にくみこまれて対応する特別な形式といえる。(iv) の集中→集中の場合、シラキ、カエデ、全種樹、ムラサキシキブでは、著しい bias は見られないが、ハナйкаダでは、非常に大きな bias がみられる。この原因として、(34) 式は、実験式なので、係数を決めるのに用いたデータの範囲 ($\sum r_p / \sum r_N < 6$) 内の値でなければ、bias を生じる恐れがあり、ハナйкаダのような強度の集中分布だと $\sum r_p / \sum r_N$ が 6 以上になり、補外したことになるので λ が桁はずれの値となったと考えられる。このことから $\sum r_p / \sum r_N$ が 6 以上になる強度の集中分布を事前に判定して対応する分布判定法→密度推定法の調査体系の必要性が認識されよう。

また、BATCHELER は、(34) 式の係数を決めるのにわずか 10 個のデータで決めており、(34) 式のような一次式が妥当かどうかの検討を含めた研究が今後必要であろう。

iv) 相対分散法—ストックド・コドラート法²⁵⁾による更新樹調査

このストックド・コドラート法については第 I 章で述べているが、更新樹調査のシステムでは、分布判定は、同じコドラート法である相対分散法を用いる。 v/s が <1 , 1 , >1 に応じて規則分布、ランダム分布、集中分布の判定を行う。密度推定法(ストックパーセント)としては、ランダム分布仮定の(8)式でコドラートの面積の拡大比率を $r = v/s$ とおいた。

$$F' = 1 - (1 - F)^r \quad \dots\dots\dots(35)$$

式があり、集中分布仮定の式としては、 r の代わりに GHENT²⁶⁾ の修正係数 ($r_0 = 1/2 + 1/2r$) を用いた

$$F' = 1 - (1 - F)^{\frac{1}{2} + \frac{1}{2}r} \quad \dots\dots\dots(36)$$

Table 16. 相対分散法の 5 種への適用
Application of relative variance method to 5 species distribution

コドラートサイズ Quadrat size	1m ²	1.56m ²	4m ²	6.25m ²	9m ²
全 種 樹 All regeneration trees	1.417	1.213	2.443	2.678	2.474
カ エ デ <i>Acer mono</i> MAXIM.	0.875	0.833	1.484	1.694	2.089
シ ラ キ <i>Sapium japonicum</i> PAX et HOFFM.	1.325	1.236	1.111	1.147	1.167
ハ ナ イ カ ダ <i>Helwingia japonica</i> DIETR.	1.000	1.000	2.550	2.550	2.917
ム ラ サ キ シ キ ブ <i>Callicarpa japonica</i> THUNB.		0.979	1.916	1.750	1.962

式がある。

相対分散法では、ある一定のコドラートサイズで分布判定を行うが、このコドラートサイズによって相対分散 (v/\bar{x}) の値が、異なっており、これは前にも指摘したこの方法の持つ欠点の一つである。

このコドラートサイズによる影響を見るため、前述の 5 種の更新樹の樹木位置図にシステムティックに 49 点の標本点を落とし、各標本点を中心として、同じ方形に設定した 5 種類のコドラートサイズ 1m² (1m × 1m), 1.56m² (1.25m × 1.25m), 4m² (2m × 2m), 6.25m² (2.5m × 2.5m), 9m² (3m × 3m) ごとにコドラート内の本数の平均値 (\bar{x}) と分散 (v) を用いて v/\bar{x} を計算した。その結果を Table 16 に示す。

BLACKMAN は、 $1 \pm 2\sqrt{2n/(n-1)^2}$ (n は標本数) を算出して、この範囲に、 v/\bar{x} の値が入れば、ランダム分布、大きければ、集中分布、小さければ、規則分布と判定している。この場合、BLACKMAN の式による範囲は、0.186~1.412 となり、Table 16 に示す v/\bar{x} の値から、シラキは、コドラートサイズの大小にかかわらず、ランダム分布、それ以外の 4 樹種については、コドラートサイズが小さいとランダム分布でありコドラートサイズが大きくなると集中分布と判定される。このことから、相対分散法では少なくとも 2 種のコドラートサイズで分布判定を行うことが望ましい。

任意の 2 つのコドラートサイズを用いて判定すると、総合的には相対分散法により、シラキはランダム分布と判定され、その他の雑樹は集中分布と判定される。しかし v/\bar{x} の値そのものは集中度に応じて、あまり変化はなく、集中度の尺度としては不十分であることがわかる。

(イ), (ロ), (ハ), (ニ) のケースの密度推定の結果をみるため、前に述べた 1m², 1.56m², 4m², 6.25m² の各コドラートサイズを 1m² コドラートは、1.56m², 4m², 6.25m² コドラートに拡大し、1.56m² コドラートは、1m² コドラートに縮小、4m², 6.25m² コドラートに拡大するというようにそれぞれコドラートサイズを拡大または、縮小した場合のストックパーセントの変化を、樹種ごとに、(35), (36) 式について計算した。

コドラートサイズごとの母集団ストックパーセントの推定値を樹種別に、Table 17~21 に示す。

ここで (イ), (ロ), (ハ), (ニ) のケースについて検討してみよう。

(イ) ランダム→ランダムの場合

分布判定法でランダム分布 (シラキ) と判定された場合、ランダム仮定の (35) 式を使うが、この場合、コドラートを拡大しても縮小しても bias (ストックパーセント値の bias) は生じない (Table

Table 17. 全稚樹のストックングパーセントの予測
Prediction of stocking percent of all regeneration trees

		コドラートの大きさ Quadrat size	1m ²	1.56m ²	4m ²	6.25m ²
母集団ストックングパーセント Population stocking percent			35.4	48.0	75.8	84.0
標本点49点によるストックングパーセント Stocking percent by 49 sample points			38.8	51.0	75.5	89.8
ランダム分布仮定 Random distribution assumption	r	1m ² コドラートによる予測 Prediction by 1m ² quadrat	—	53.6	86.0	95.4
		1.56m ² "	36.7	—	83.9	94.2
		4m ² "	29.6	42.3	—	88.9
		6.25m ² "	30.6	43.5	76.8	—
集中分布仮定 Aggregated distribution assumption	r _α	1m ² コドラートによる予測 Prediction by 1m ² quadrat	—	46.7	70.7	83.1
		1.56m ² "	44.3	—	71.9	83.2
		4m ² "	58.5	62.4	—	83.5
		6.25m ² "	73.4	76.0	84.6	—

Table 18. シラキのストックングパーセントの予測
Prediction of stocking percent of *Sapium japonicum* PAX et HOFFM.

		コドラートの大きさ Quadrat size	1m ²	1.56m ²	4m ²	6.25m ²
母集団ストックングパーセント Population stocking percent			6.4	9.4	21.5	30.1
標本点49点によるストックングパーセント Stocking percent by 49 sample points			10.2	12.2	24.5	34.7
ランダム分布仮定 Random distribution assumption	r	1m ² コドラートによる予測 Prediction by 1m ² quadrat	—	15.5	35.0	49.0
		1.56m ² "	8.0	—	28.3	40.6
		4m ² "	6.8	10.4	—	35.5
		6.25m ² "	6.6	10.1	16.5	—
集中分布仮定 Aggregated distribution assumption	r _α	1m ² コドラートによる予測 Prediction by 1m ² quadrat	—	19.9	23.6	32.3
		1.56m ² "	10.1	—	20.7	27.8
		4m ² "	16.1	17.8	—	30.2
		6.25m ² "	21.9	23.4	29.5	—

Table 19. カエデのストックングパーセントの予測
Prediction of stocking percent of *Acer mono* MAXIM.

		コドラートの大きさ Quadrat size	1m ²	1.56m ²	4m ²	6.25m ²
母集団ストックングパーセント Population stocking percent			9.7	13.9	29.5	40.2
標本点49点によるストックングパーセント Stocking percent by 49 sample points			14.3	18.4	34.7	42.9
ランダム分布仮定 Random distribution assumption	r	1m ² コドラートによる予測 Prediction by 1m ² quadrat	—	21.4	46.1	61.9
		1.56m ² "	12.2	—	40.6	55.7
		4m ² "	10.1	15.3	—	48.6
		6.25m ² "	7.0	10.1	23.9	—
集中分布仮定 Aggregated distribution assumption	r _α	1m ² コドラートによる予測 Prediction by 1m ² quadrat	—	17.9	32.0	42.8
		1.56m ² "	15.4	—	30.4	39.9
		4m ² "	23.4	25.6	—	42.1
		6.25m ² "	21.9	25.6	29.5	—

Table 20. ハナイカダのストックングパーセントの予測
Prediction of stocking percent of *Helwingia japonica* DIETR.

		コドラートの大きさ Quadrat size	1m ²	1.56m ²	4m ²	6.25m ²
母集団ストックングパーセント Population stocking percent			2.2	2.7	6.0	8.6
標本点49点によるストックングパーセント Stocking percent by 49 sample points			2.0	2.0	10.2	10.2
ランダム分布仮定 Random distribution assumption	r	1m ² コドラートによる予測 Prediction by 1m ² quadrat	—	3.1	7.8	11.9
		1.56m ² "	1.3	—	5.0	7.8
		4m ² "	2.7	4.1	—	15.5
		6.25m ² "	1.7	2.7	6.7	—
集中分布仮定 Aggregated distribution assumption	r _α	1m ² コドラートによる予測 Prediction by 1m ² quadrat	—	2.6	4.9	7.1
		1.56m ² "	1.6	—	3.5	4.9
		4m ² "	6.5	7.2	—	12.9
		6.25m ² "	6.0	6.5	8.4	—

Table 21. ムラサキシキブのストックングパーセントの予測
Prediction of stocking percent of *Callicarpa japonica* THUNB.

		コドラートの大きさ Quadrat size	1m ²	1.56m ²	4m ²	6.25m ²
母集団ストックングパーセント Population stocking percent			3.3	4.4	10.8	16.0
標本点49点によるストックングパーセント Stocking percent by 49 sample points			0.0	2.0	12.2	14.3
ランダム分布仮定 Random distribution assumption	r	1m ² コドラートによる予測 Prediction by 1m ² quadrat	—	—	—	—
		1.56m ² ”	1.3	—	5.0	7.8
		4m ² ”	3.2	5.0	—	18.4
		6.25m ² ”	2.4	3.8	9.4	—
集中分布仮定 Aggregated distribution assumption	r _a	1m ² コドラートによる予測 Prediction by 1m ² quadrat	—	—	—	—
		1.56m ² ”	1.6	—	3.5	4.9
		4m ² ”	7.8	8.6	—	15.4
		6.25m ² ”	8.6	9.2	11.9	—

18)。

(a) ランダム→集中の場合

ランダム分布（シラキ）に集中分布仮定の GHENT の (36) 式を使うが、この場合 GHENT は、中庸の集中度を仮定しているにもかかわらず、良い推定値が得られた (Table 18)。

(b) 集中→集中の場合

全稚樹、カエデ、ムラサキシキブ、ハナイカダがあてはまり、密度推定式としては (36) 式を用いる。この場合も Table 17, 19~21 に示すようにいずれの樹種についてもコドラートを拡大すると、比較的よい推定値が得られたが、コドラートを縮小すると、かなりの過大推定になっている。これは、GHENT の修正値 ($r_a = 1/2 + 1/2r$) が、コドラートの面積の拡大比のデータによる回帰式を求めているので縮小する場合は、縮小比によるデータを用いなければ bias を生じるものと思われる。また (36) 式で強度の集中分布をするハナイカダ、ムラサキシキブについても良い推定値を示しているが、この程度の強度の集中分布まで GHENT の式で妥当なのか、母集団の個体数が少ないための影響が出たのかさらに検討が必要であろう。

(c) 集中→ランダムの場合

ランダム分布仮定の (35) 式を集中分布（全稚樹、カエデ、ムラサキシキブ、ハナイカダ）に適用するが、全稚樹、カエデでは、コドラートサイズを拡大すると過大推定、コドラートサイズを縮小すると、変動もはげしく、一定の傾向は示されなかった (Table 17, 19)。しかし、ハナイカダ、ムラサキシキブのような強度の集中分布に対して良い推定値が得られたのは、母集団の個体数が少ない場合の影響がでたものと思われる (Table 20, 21)。

(a), (b) のケース、すなわちランダム分布、集中分布に集中分布を適用しても、つまり、分布がいずれに判定された場合も集中分布仮定の (36) 式を用いても bias は少ないことを考えると実用的に、ラフな

推定でよい場合、分布判定法を省略して、集中分布仮定の (36) 式をあらゆるタイプの分布に適用することができる。

このように GHENT の (36) 式は、簡便法として実用的にはすぐれているが、分布判定法と関連させてより正確なストックパーセントの推定を行うには、基本的には (イ) ランダム→ランダム (ハ) 集中→集中の基本原則を守っていくことが必要である。この面からの今後の研究方向を指摘してみよう。

ここで、例として全稚樹の分布を考えてみることにする。全稚樹分布の母集団の値を用いて (37) 式で、修正値 r_a を求め、拡大面積比 r との関係をもとめると、(38) 式のような線形関係が得られた。

$$r_a = \log(1-F') / \log(1-F) \dots\dots\dots(37)$$

$$r_a = 0.587 + 0.596r \dots\dots\dots(38)$$

(38) 式の一般形 $r_a = a + br$ の勾配 b は $b > 1$, $= 1$, < 1 に応じて、稚樹の分布が規則分布、ランダム分布、集中分布かの指標になるがこの場合には $b = 0.596$ となり、ランダム分布と GHENT の示した集中分布との中間型の分布と考えられる。このような分布の場合、ランダム分布を仮定するより、集中分布を仮定したほうが、実用的なコドラート拡大に対して良い結果を与えたものと考えられる。

主要樹種ごとにストックパーセントを求めるには、樹種ごとに、さらに稚樹の生育段階ごとにその分布を知る必要があるが、これは、結局修正面積比 $r_a = a + br$ の係数 b の良い推定値を求めることに帰着する。

この係数の実用的な決め方が今後の問題であり、これが解決されれば、この方法は、天然林の経営上有力な役割を演ずるものと考えられる。この場合 b の傾斜と集中度の関係がわかれば、 $r_a = a + br$ が (1, 1) を通ることにより a は必然的に求まる。この場合、集中度を表わす指標はコドラートの大きさや数に影響されないことが必要なので、森下の I_0 指数²⁶⁾ 等が考えられる。

成木になった場合の一本の木の占める占有面積は、密度で変化すると思われる。従って現在調査したコドラートサイズとそのストックパーセントを (35) または (36) 式で換算して樹種ごとに予定本数が可能かどうか等を検討することができる。

種間競争を無視して考えれば、このように成林になるまでに、同一樹種の種内競争で樹木が淘汰され、この時点でのストックパーセントを利用して疎開地面積を把握できる。これは、天然林における収穫予測や施業指針の重要な資料となる。

要 約

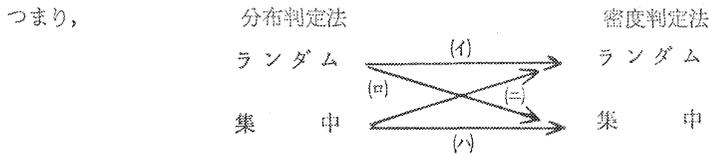
天然林の更新樹調査法をサンプルユニットの相異により、間隔法とコドラート法に分け、これらの方法を通じて規則分布、ランダム分布、集中分布のいずれかを判定する分布判定法とその分布に応じた密度(または、集中度)を推定する方法に分けて理論的にも歴史的にも分類体系化した(第 I 章の 1 概要参照)。

この結果、一部の方法(彷徨四分法)を除けば、分布判定法と密度推定法が分離して、発展する傾向にあり、bias が生じる一つの原因となっている。この bias を少なくし、より適確に分布の様式の把握を行うには、この分布判定法と密度推定法を組み合わせるとよいが、これを実証するため、ある程度集中性の把握が確立している方法として彷徨四分法、森下法、BATCHELER 法、ストックド・コドラート法をとり上げ、それ自身に分布判定法を有していない方法には、サンプルユニットの同じ分布判定法を組み合わせることで体系をつくった。

分布判定法 密度推定法

- 1) 彷徨四分法 → 彷徨四分法
- 2) HOPKINS 法 → 森下法
- 3) BATCHELER の分布判定法 → BATCHELER 法
- 4) 相対分散法 → ストックド・コドラート法

この4体系を、ランダムに近い分布からかなり強度の集中分布にいたる5種(シラキ、カエデ、全稚樹、ムラサキシキブ、ハナイカダ)の更新樹(九重天然林の樹木位置図)にあてはめ、biasの問題を論じるとともに、それにとまなう各方法に固有の種々の特徴や未解決の問題を指摘した。



の種々のケースを考え(分布判定法でランダムと判定されれば、密度推定法のランダム仮定の式を使う場合をランダム→ランダムと書く)、とくに著しい bias の生じる場合を問題にした。

コドラート法、間隔法などの分布判定法には、判定の感度(sensibility)の差があるが、5種の更新樹を次のように総合判定した。

更 新 樹	総 合 判 定 結 果
シ ラ キ	ランダムに近い分布(ある程度集中性はある)
カ エ デ	中程度の集中分布
全 稚 樹	
ムラサキシキブ	強度の集中分布
ハ ナ イ カ ダ	

現実には、正確にランダム分布をする更新樹はないものとみられるので、この総合判定表は、更新樹の典型的なパターンを表わすとみられる。従って、ランダムは、ランダムに近い分布(シラキ)を表わし、集中分布は、中程度の集中分布(カエデ、全稚樹)、強度の集中分布(ムラサキシキブ、ハナイカダ)を表わすものとする。

基本的には、ランダム→ランダム、集中→集中の組み合わせにするとよい。

しかし、ランダム→ランダムのケースを除けばすべてのケースにおいて各方法とも固有の未解決の問題を有している。すなわち、

イ) ランダム→ランダムの場合、どの方法とも bias は少ない。

ロ) ランダム→集中の場合、森下法、ストックド・コドラート法とも比較的 bias は少ない。彷徨四分法、BATCHELER 法ともこのケースは起らない。

ハ) 集中→集中の場合、中程度の集中分布の場合、彷徨四分法、森下法、BATCHELER 法とも bias は少ない。しかし、ストックド・コドラート法では、コドラートを拡大する場合は少ないが、縮少する場合、過大推定となり、bias を生じている。

強度の集中分布の場合、森下法、BACHELER 法（ハナイカダ）ともかなりの bias が生じる。彷徨四分法では少ない。ストックド・コドラート法では、中程度の集中分布と同じく、コドラートを拡大する場合小さく縮少する場合大きい、稚樹本数が少ない場合の影響があることも考えられる。

ニ) 集中→ランダムの場合、すべての方法で bias は大きい。

また、森下法とストックド・コドラート法においては、(ロ)ランダム→集中、(ハ)集中→集中のどちらの場合でも bias は少ないことから、簡便法として分布判定法を省略し、集中分布仮定の式をランダム分布、集中分布をとわずあらゆる分布（強度の集中分布を除く）に適用することができる。しかし、この場合、強度の集中分布をチェックする分布判定がないため、無差別に適用してしまう危険はともなう。

以上の関係を Table 22 のようにまとめた。

Table 22. 4 調査体系の結果
Results of four regeneration survey system

調査体系 Survey system	ランダム* Random	ランダム Random	集 中 Aggregated	集 中 Aggregated
	ランダム** Random	集 中 Aggregated	ランダム Random	集 中 Aggregated
(分布判定法) (密度推定法) Pattern identify- → Density estimating method 彷徨四分法 彷徨四分法 Wandering → Wandering quarter method quarter method	○	—	×	○
HOPKINS 法 → 森下法 HOPKINS method → MORISITA method	○	○	×	△
BACHELER 法 → BACHELER 法 BACHELER method → BACHELER method	○	—	—	△
相対分散法 Relative variance method →	ストックド・コドラート法 Stocked quadrat method	拡大 Enlarge	○*	○
		縮少 Lessen	×	×

注) * 上段は分布判定結果 Pattern identifying,

** 下段は密度推定における分布仮定 Assumption in estimation

備考 1) ○は bias が小さい。△は中程度の集中分布のとき bias は少なく強度の集中分布のとき bias が大きいことを示す。×は bias が大きく○*は再検討の余地があることを示す。

2) 拡大はコドラートサイズを拡大、縮少は、コドラートサイズを縮少する場合を示す。

文 献

- 1) ARCHIBALD, E. E. A. : Plant population I. A new application of Neyman's contagious distribution. ANN. BOT. N. S., 12, 221~235, (1948)
- 2) ————— : Plant population II. The estimation of the number of individuals per unit area of species in heterogeneous plant populations. Ibid., 14, 7~21, (1950)
- 3) BACHELER, C. L. : Estimation of density from a sample of joint point and nearest-neighbor distance. Ecology, 52, 4, 703~709, (1971)
- 4) BLACKMAN, G. E. : A study by statistical methods of the distribution of species in grassland associations. Ann. Bot. (London), 49, 749~777, (1935)
- 5) ————— : Ibid., N. S. 6, 351~370, (1942)

- 6) CATANA, J. A. Jr : The wandering quarter method of estimating population density. *Ecology*, 44, 2, 349~360, (1963)
- 7) CLARK, P. J. and F. G. EVANS : Distant to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology*, 35, 4, 445~453, (1954)
- 8) CLAPHAM, A. R. : Overdispersion in grassland communities and the use of statistical methods in plant ecology. *J. Ecol.*, 24, 232~251, (1936)
- 9) COTTAM, G. and J. T. CURTIS : A method for making rapid survey of woodland by means of paris of randomly selected trees. : *Ecology*, 30, 1, 101~104, (1949)
- 10) COTTAM, G., J. T. CURTIS and B. W. HALE : Some sampling characteristics of a population of randomly dispersed individuals. *Ecology*, 34, 4, 741~757, (1953)
- 11) COTTAM, G. and J. T. CURTIS : The use of distance measures in phytosociological sampling. *Ecology*, 37, 3, 451~460, (1956)
- 12) COX, F. : Dichtebestimmung und Strukturanalyse von Pflanzenpopulationen mit Hilfe von Abstandsmessungen. *Mitt. Bundesforsch. anst. Forst- u. Holzwirtschaft., Reinbek/Hamburg*, No. 87, 161 pp.
- 13) DUFF, G. (editor) : Assessment method in New Zealand and Australia, 5~6, New Zealand Forest Service. Forest Research Institute, (1965)
- 14) EBERHARDT, L. L. : Some development in distance sampling. *Biometrics*, 23, 207~216, (1967)
- 15) GHENT, A. W. : Study of regeneration in forest stands devastated by the spruce budworm. *For. Sci.*, 15, 4, 417~429, (1969)
- 16) GRANT, J. A. C. : The relationship between stocking and size of quadrat. *Univ. Toront Forest. Bull.*, 35 pp, (1950)
- 17) GREIG-SMITH, P. : The use of random and contiguous quadrat in the study of the structure of plant communities. *Ann. Bot. N. S.*, 16, 293~316, (1952)
- 18) HOLGATE, P. : Some new tests of randomness. *J. Ecology*, 53, 261~266, (1965)
- 19) HOPKINS, B. : A new method for determining the type of distribution of plant individuals. *Ann. Bot. N. S.* 18, 70, 213~227, (1954)
- 20) IWAO, Syun'iti. : Application of the m^*-m method to the analysis of spatial patterns by changing the quadrat size. *Res. Popul. Ecology*, 14, 97~128, (1972)
- 21) KER, J. W. : Distribution series arising in quadrat sampling of reproduction, *Jour. Forestry*, 52, 838~841, (1954)
- 22) KYLIN VON HARALD : Über Begriffsbildung und statistik in der Pflanzensoziologie. *Bot. Notis*, 2, 81~180, (1926)
- 23) MAWSON, J. C. : A Monte Carlo study of distance measures in sampling for spatial distribution in forest stands. *For. Sci.* 14, 2, 127~139, (1968)
- 24) 森下正明 : どのような空間分布の個体群に対しても適用できる間隔法利用密度推定法, *Physiol. Ecol. (Kyoto)* 7, 134~144, (1957)
- 25) MORISITA, M. : Estimation of population density by spacing method. *Mem. Fac. Sci., Kyushu Univ.*, E 1. 187~197, (1954)
- 26) ————— : Composition of the I_b -index. *Res. Popul. Ecol.* 13, 1~27, (1971)
- 27) 西沢正久・川端幸藏 : ヒノキ天然生林におけるヒバの稚樹発生本数の分布, 昭和41年度林業試験場年報, 59~62, (1966)
- 28) PAYANDEH, B. : Comparison of methods for assessing spatial distribution of trees. *For. Sci.*, 16, 3, 312~317, (1970)
- 29) PEARSON, K. : Tables of the Incomplete Beta-Function, (1934)

- 30) PERSSON, O. : The robustness of estimating density by distance measurements. In *Statistical Ecology*, 2, Patil, Pielou, and Waters, eds : University Park : Penn. State Univ. Press, 175~190, (1971)
- 31) PIELOU, E. C. : The use of point-to-plant distances in the study of the pattern of plant populations. *J. Ecology*, 47, 607~613, (1958)
- 32) 鳥居酉蔵 : 生態学汎論, 100~127, 養賢堂, 東京, (1971)
- 33) ————— : 389~418, (1971)
- 34) ————— : 423~429, (1971)
- 35) 高田和彦 : 林業における電子計算機による Simulation の研究 (II), 天然林の樹木位置図の作製, 78回日林講, 63~64, (1967)
- 36) WARREN, W. G. : Assessment of regeneration stocking in exotics—The nature of the problem and sampling methods. New Zealand Forest Service. Forest Research Institute, 7~24, (1965)

Studies on the Regeneration Survey Methods in Natural Forests

Kyōei NISHIKAWA⁽¹⁾ and Masahisa NISHIZAWA⁽²⁾

Summary

In Chapter I the author has summarized various regeneration survey methods which are divided into two techniques. One is comprised of methods of identifying spatial distribution patterns (uniform, random, aggregated) and the other those of estimating density or stocking per cent according to the spatial distribution patterns.

Studies developed so far have failed to unify these two techniques or to clarify the relation between the techniques. The two techniques are classified into quadrat methods and distance methods respectively from the point of sampling unit. Its detailed breakdown is shown in Chapter I.

The author has taken up four methods among them as the procedures which have established measures to determine the features of distributions or degrees of aggregation to a certain extent. The four methods are CATANA's wandering quarter method, MORISITA's distance method, BATCHELER's method and stocked quadrat method.

He has combined these density-estimation methods with the methods of identifying spatial patterns chosen so that two combined methods are common in sampling unit.

The combined regeneration methods are CATANA's nonrandomness index—CATANA's wandering quarter method, HOPKINS' method—MORISITA's distance method, BATCHELER's nonrandomness index—BATCHELER's method and relative variance method—Stocked quadrat method.

In Chapter II, the author has applied these four combined methods to five kinds of tree maps from natural regeneration forests (Fig. 5~9).

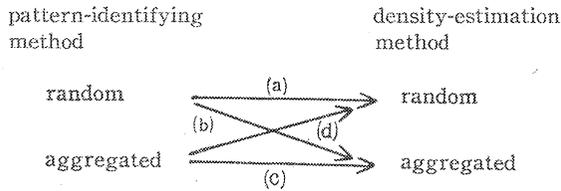
Received July 15, 1976

(1) Forest Management Division (2) Forest Management Division (Present : Kyushu University)

The species are Siraki (*Sapium japonicum* PAX et HOFFM.), Kaede (*Acer mono* MAXIM.), Hanaikada (*Helwingia japonica* DIETR.), Murasakishikibu (*Callicarpa japonica* THUNB.) and all regeneration trees.

In this chapter he discussed mainly bias, especially large bias and pointed out the characteristics of each method and its unsolved problems.

He adopted the following four cases and analyzed.



Where “random → aggregated” means that formula assuming aggregated distribution is applied to some distribution when it is identified as “random” by the method of identifying spatial distribution pattern.

He identified five kinds of tree distribution patterns as approximately random (Siraki) intermediately aggregated (all regeneration trees, Kaede), and extremely aggregated (Murasakishikibu, Hanaikada) from the four patterns identifying methods.

The results are summarized as follows.

(a) random → random and (c) aggregated → aggregated are recommended principally in combination, but in all cases except (a) random → random, they have their own defects and unsolved problems.

(a) random → random (Siraki); bias is negligible in all methods.

(b) random → aggregated (Siraki); MORISITA's and stocked quadrat methods are comparatively small. Wandering quarter method and BATCHELER's method can avoid this case.

(c) aggregated → aggregated (all regeneration trees, Kaede, Murasakishikibu, Hanaikada); In intermediately aggregated distributions such as all regeneration trees and Kaede bias is negligible in wandering quarter method, MORISITA's method, and BATCHELER's method. But in stocked quadrat method bias is negligible when quadrat size is converted into larger size, whereas bias (Overestimation) occurred when quadrat size is converted into smaller.

In extremely aggregated distributions such as Murasakishikibu and Hanaikada, wandering quarter method has negligible bias but MORISITA's method and BATCHELER's method has large bias.

Stocked quadrat method has negligible bias when quadrat size is converted into larger and has bias when quadrat size is converted into smaller.

(d) aggregated → random; all methods have bias.

In MORISITA's method and stocked quadrat method, bias is negligible or comparatively small in the case of random → aggregated and aggregated → aggregated.

Therefore, practically speaking, formula assuming aggregation pattern may be applied to all types of patterns except extremely aggregated patterns without the method of identifying spatial patterns in both methods.

The above-mentioned relationship is described in Table 22.