

林分材積推定の新しい方法Ⅳ

ポイントサンプリングにおける別法

誌名	日本林學會誌 = Journal of the Japanese Forestry Society
ISSN	0021485X
著者名	上野, 洋二郎
発行元	日本林學會
巻/号	62巻11号
巻号補足	
掲載ページ	p. 411-418
発行年月	1980年11月

農林水産省 農林水産技術会議事務局筑波産学連携支援センター
Tsukuba Business-Academia Cooperation Support Center, Agriculture, Forestry and Fisheries Research Council
Secretariat



論 文

林分材積推定の新しい方法 (IV)
ポイントサンプリングにおける別法

上野 洋二郎*

上野洋二郎: 林分材積推定の新しい方法 (IV) ポイントサンプリングにおける別法 日林誌 62: 411~418, 1980 本報ではポイントサンプリングからの ha 当り林分材積推定法を提案する。この方法は林面上においてランダムに選ばれた標本点から一致高をもつ周囲木それぞれに対して H (林分中の最大樹高より高い高さ) より小さい一様乱数を発生させて、この値より大きい一致高をシュピーゲルレラスコープによりカウントする方法である。この方法の ha 当り林分材積推定量 y は $k \cdot H \cdot \sum_{j=1}^N \lambda_j$ (k : 断面積定数, λ_j : 標本点が立木 j の拡大樹幹領域に入れば 1, さもないと 0 をとる確率変数) で表わされ、その期待値と母分散はそれぞれ ha 当り林分材積と $k^2 \cdot H^2 \cdot \sum_{j=1}^N \text{Var}(\lambda_j)$ になる。この結果、本法の母分散は前法に比して共分散項の分だけ減少し、より高い精度をもつことが理論的に確認された。実際に本法の精度を相対分散を指標として、シミュレーションによって検討したところ、本法の相対分散とビッターリッヒ法のそれとの比は 1.2~3.2 であり、前法にくらべてかなり小さいことから、本法が精度的にかなり有効であることが確認された。そして、その比は前報で示した近似式 $H/F \cdot \bar{h}$ (F : 林分形数, $\bar{h}$: 平均樹高) でだいたい表わせることがわかった。また、これらのことは林地での検証においてもおおそ実証された。

UENO, Yojiro: A new method of estimating stand volume (IV) Another method of point sampling J. Jap. For. Soc. 62: 411~418, 1980 A new method of estimating stand volume through horizontal point sampling is proposed. It is a modification of the method given in the previous paper, and the procedure is as follows: One first collimates each critical height of the surrounding trees with a Spiegel Relaskop from a randomly selected point in the stand; next he selects random numbers which are smaller than H (H is a height that is greater than the maximum tree height in the stand) for each critical height and compares these random numbers with the corresponding critical heights. The estimator for the stand volume per hectare (y) is $k \cdot H \cdot \sum_{j=1}^N \lambda_j$, where k , λ_j , and N are identical with those of the previous paper. Expectation and population variance of this estimator are stand volume per hectare and $k^2 \cdot H^2 \cdot \sum_{j=1}^N \text{Var}(\lambda_j)$ respectively. As a result, the population variance through this method compared with that of the previous method decreases only by the amount of the covariance, and thus this method is regarded theoretically to have higher precision. The ratio of the relative variance as a measure of the precision of this method, to that of BITTERLICH's method is 1.2~3.2 through computer simulation. This is roughly equivalent to the approximate equation $H/F \cdot \bar{h}$ in the previous paper. Therefore, this method may be validly compared with the previous method from the aspect of precision, and that was evidenced through the sampling of an actual forest stand.

* 東京農工大学農学部 Fac. of Agr., Tokyo Univ. of Agr. & Tech., Fuchu, Tokyo 183

I. はじめに

著者は、ha当りの林分材積推定法をポイントサンプリングの立場から提案し、その方法における推定量の母分散と精度の問題を前報(4,5)において論じてきた。ところで、そこでの推定理論は抽出枠を点とし、その点を3次元標本空間内にランダムに投げたとき、その点がある立木 j の拡大樹幹領域 V_j の中に入れば1、さもなければ0をとる離散的確率変数 λ_j を考え、その確率変数の和の期待値から導出したものであり、これは3次元標本空間におけるビッターリッヒ法ともいえるべきものである。そこにおけるサンプリング法は林面上の各標本点で1個の乱数を発生させ、その点から周囲木をシュピーゲルレラスコープでカウントしていくやり方であり、標本点ごとにその位置が林面上と高さ方向でランダムに変わるやり方であった。

本稿では、この方法の精度をさらに高めるため、一致高の数だけ乱数を発生させる方法を理論面から考え、シミュレーションによってその方法の精度をビッターリッヒ法および一致高和法の精度と比較しながら考察した。なお、前報(4)で提案した方法(以下、前法とする)と今回の方法を実際的に検証する意味で東京大学千葉演習林での調査結果もあわせて報告する。

この研究にあたって、終始ご指導と貴重なご教示を賜った東京大学 平田種男教授、同大学 箕輪光博助手の方々に厚くお礼を申しあげるとともに貴重な資料(秩父

民有林の立木位置図)を提供していただいた林業統計研究会の方々に深く謝意を表する。また、林地での検証においては一方ならぬお世話をいただいた東京大学千葉演習林の職員の方々に厚くお礼を申しあげる。

II. 推定の理論

まず、前報(4,6)でのべた6項目の仮定をここでも設ける。

- 1) 林分内の立木の幹軸は直線で、かつ直立している。
- 2) 樹幹の横断面はすべて幹軸を中心とした円とする。
- 3) 林面は水平とし、その面積 A は北村(2)の考えた拡大樹幹の底面をすべて含むような大きさである。
- 4) この林分内に N 本の立木があるものとする。
- 5) 図-1のように、林分面積にその林分中の最大樹高($h_{\max}$)より高い H なる高さ($H > h_{\max}$)をもつ3次元標本空間 M を設定する(ただし、 M は3次元標本空間の体積とし $M = A \cdot H$ とする)。
- 6) この標本空間内に北村(2)の考えた拡大樹幹 V_j を想定する。林分中のおのおのの拡大樹幹領域はすべて3次元標本空間内に包含されるものとする。

このような仮定のもとで、上述の標本空間 M 内にランダムに n 個の標本点を配置するのであるが、その際、標本点ごとの林面上における位置は固定しておいて、正の一致高をもつ周囲木それぞれに対してだけ H より小なる

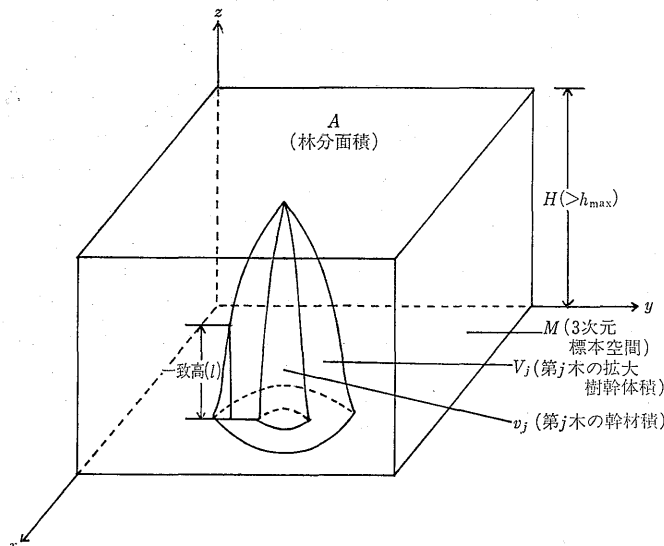


図-1. 3次元標本空間と拡大樹幹
Three dimensional sample space and enlarged stem

一様乱数を独立に発生させてカウントする方法を考えてみる。その場合、前報(4)と同様にある標本点が対象とする立木 j の拡大樹幹 V_j の中に入れば1、さもなければ0をとる離散的確率変数 λ_j を考えるとすると、この λ_j は一致高をもつ周囲木に関してだけ結果的にそれぞれ独立した確率変数となりうるであろう。

ここで、結果的に独立した確率変数と表現したのは、この方法によって生じた標本点ごとのあらたな点は林面上では独立でなくても高さ方向にはそれぞれ独立した位置にあると考えられるので、結果的には一致高をもつ立木の λ_j それぞれはお互いに独立した確率変数とみなせると判断したからである。もっとも、このやり方では一致高をもつ立木のみに対して行なうので、一致高をもたない立木の λ_j はそれぞれ独立でないようにみえるであろう。本来、すべての λ_j が結果的に互いに独立であるためには、各標本点での乱数発生はすべての立木に対して行なうのが筋であろう。しかしながら、一致高をもたない立木の集団に対して乱数発生を行なってみても、現実にはカウントそのものにまったく影響がないので、一致高をもつ立木それぞれに対しての乱数発生は、すべての立木に対する乱数発生と同じ意味をもつと考えてよいであろう。

以上の考え方にたてば、この方法における λ_j の期待値 $E(\lambda_j)$ は

$$E(\lambda_j) = \frac{V_j}{A \cdot H}$$

となり、仮定より林面上には N 本の立木があるから

$$E\left(\sum_{j=1}^N \lambda_j\right) = \frac{\sum_{j=1}^N V_j}{A \cdot H} \quad (1)$$

となる。ここで、拡大樹幹の定義

$$V_j = P^2 v_j$$

(v_j : j 立木の幹材積, P : 樹幹直径の拡大率)

を利用して整理すると

$$\frac{A \cdot H}{P^2} E\left(\sum_{j=1}^N \lambda_j\right) = \sum_{j=1}^N v_j$$

となり、 $A \cdot H \cdot \sum_{j=1}^N \lambda_j / P^2$ は面積 A なる林地の林分材積の不偏推定量となる。ここで、 $A=100^2 \text{ m}^2$ 、断面積定数を k とすると、 h_a 当りの林分材積推定量は $k \cdot H \cdot \sum_{j=1}^N \lambda_j$ となる。

ところで、これら一連の過程は、前報(4)でのべたのとまったく一致しているが、その内容が少し異なっている。それは、前述したように本法が一致高をもつ周囲木それぞれに対して乱数発生を行なうので、 λ_j 同士は結果的にそれぞれ独立した確率変数となっており、その結

果(1)式は、それぞれ独立した確率変数 λ_j の和の期待値となっているのである。これに対し、前法の場合は各標本点が3次元標本空間内のランダムな1点として配置され、その点の周囲木に対しては林面上や高さ方向においてその位置が固定されたものとして考えてきた。そのことは、すでに λ_j それぞれが互いに独立でなくなっていることを示唆しているものであり、前報(4)でのべた(1)式はお互いに独立でない場合の確率変数の和の期待値となっているのである。

つぎに、本法における面積 A なる林地の林分材積推定量を y としたとき、その母分散 $V_{ar}(y)$ を求めてみよう。

まず、 $y = A \cdot H \cdot \sum_{j=1}^N \lambda_j / P^2$ としたから

$$V_{ar}(y) = \left(\frac{A \cdot H}{P^2}\right)^2 V_{ar}\left(\sum_{j=1}^N \lambda_j\right)$$

となる。ここで、 λ_j 同士は前述したように互いに独立と考えられるから

$$V_{ar}(y) = \left(\frac{A \cdot H}{P^2}\right)^2 \sum_{j=1}^N V_{ar}(\lambda_j) \quad (2)$$

となる。

ここで、 $A=100^2 \text{ m}^2$ 、断面積定数を k とすると、(2)式は

$$V_{ar}(y) = k^2 \cdot H^2 \sum_{j=1}^N V_{ar}(\lambda_j) \quad (3)$$

となり、(3)式は h_a 当り林分材積推定量の母分散を与える式となる。この式からわかるように、 $V_{ar}(y)$ は断面積定数 k と H にそれぞれ2乗倍分だけ正比例し、 $V_{ar}(y)$ を小さくして精度をあげるには k はなるべく小さくとり、 H については林分中の最大樹高($h_{\max}$)のすれすれの高さに設定する必要がある。ところで、(3)式は前報(5)でのべた(11)式とまったく一致しており、平田(2)が導いた分散式と共分散項をもたない点で同じである。そのため、この推定法による母分散は前法の母分散に比べて共分散項分だけ減っていると考えられるが、それはいったいどのようなものであり、またどのような性質をもつのかを検討してみよう。すなわち、前法では $y = A \cdot H \cdot \sum_{j=1}^N \lambda_j / P^2$ としたから

$$V_{ar}(y) = \left(\frac{A \cdot H}{P^2}\right)^2 V_{ar}\left(\sum_{j=1}^N \lambda_j\right)$$

となり、ここで λ_j 同士は互いに独立でないと考えられるから

$$\begin{aligned} V_{ar}(y) &= \left(\frac{A \cdot H}{P^2}\right)^2 \left\{ \sum_{j=1}^N V_{ar}(\lambda_j) + 2 \sum_i \sum_j Cov(\lambda_i, \lambda_j) \right\} \\ &\quad (i < j) \\ &= \left(\frac{A \cdot H}{P^2}\right)^2 \left[\sum_{j=1}^N V_{ar}(\lambda_j) + 2 \sum_i \sum_j \{ E(\lambda_i \cdot \lambda_j) \right. \\ &\quad \left. - E(\lambda_i) \cdot E(\lambda_j) \} \right] \quad (4) \end{aligned}$$

(i < j)

となる。

ここで、

$$E(\lambda_i) = \frac{V_i}{A \cdot H}$$

$$E(\lambda_j) = \frac{V_j}{A \cdot H}$$

$$E(\lambda_i \cdot \lambda_j) = \frac{V_{ij}}{A \cdot H}$$

ただし

 V_i : i 立木の拡大樹幹体積 V_j : j 立木の拡大樹幹体積 V_{ij} : i 立木と j 立木それぞれの拡大樹幹がお互いに重なり合っている部分の体積

であるから、(4) 式に上の三つの等式を代入すれば

$$Var(y) = \left(\frac{A \cdot H}{P^2} \right)^2 \left[\sum_{j=1}^N Var(\lambda_j) + 2 \sum_i \sum_j \left\{ \frac{V_{ij}}{A \cdot H} - \frac{V_i \cdot V_j}{(A \cdot H)^2} \right\} \right] \quad (5)$$

(i < j)

となり、この式が A なる面積の林分材積推定量の母分散を与える式である。ここで、 $A = 100^2 \text{ m}^2$ 、断面積定数を k とすると、ha 当り林分材積推定量 y の母分散 $Var(y)$ は

$$Var(y) = k^2 \cdot H^2 \sum_{j=1}^N Var(\lambda_j) + 2k^2 \cdot H^2 \sum_i \sum_j \left\{ \frac{V_{ij}}{100^2 \cdot H} - \frac{V_i \cdot V_j}{(100^2 \cdot H)^2} \right\} \quad (6)$$

(i < j)

となり、(3)、(6) 両式から明かなように共分散項は (6) 式の右辺の第 2 項目の中カッコの部分であることがわかる。これからわかるように、この共分散は $V_{ij}/100^2 \cdot H$ と $V_i \cdot V_j / (100^2 \cdot H)^2$ との大小関係によって正、負、0 のいずれかの値をとるものと考えられ、現実には断面積定数 k や立木の配置状態によって決まってくるものと考えられる。一般的には、立木配置がかなり集中分布をしていて k が小さい場合は、共分散項は正の値をとることが予想され、その結果、前法の母分散は本法の母分散より大きくなることが推察される。一方、立木配置が一様分布をしていて k をかなり大きくとった場合は負の値をとることが予想され、逆に本法の母分散より小さくなることが推察される。

筆者は前報(5)における精度の検討の中で、前法とビッターリッヒ法のそれぞれが共分散項や $E(\lambda_j)^2$ または $E(\delta_j)^2$ を含まない場合の相対分散比 $H/F \cdot \bar{h}$ (ここで、 F : 林分形数、 $\bar{h}$: 林分平均樹高、 H : 仮定で定義したものと同じ) を近似的に導出し、その式に実際の値をいれ

て計算したところ 2.5 の値を得た。他方、シミュレーションを通じての値は 9.7~18.3 であり、理論値に比べて大幅に大きくなっていることから、前法には共分散がかなり強く影響しているのではないかということを論じた。これは、そのシミュレーションで用いた林分の立木配置が全体的には一様ではあるが、部分的には集中しているところもあり、さらに断面積定数 k は 0.25, 1, 4, 6 を利用した場合の結果から論じたのであって、先述したように k を極端に大きくとった場合、すなわち樹幹直径の拡大率 P が極端に小さい場合には共分散項は負の値をとることが予想され、前法の母分散は本法のそれよりも小さくなることが考えられる。その場合、ビッターリッヒ法の相対分散は小さくなることが推察されるであろう。しかしながら、現実のサンプリングでは断面積定数 k は 1 または 4 を利用するので、林分の立木配置が一様分布であって、しかもその立木同士の間隔が極端に離れていないかぎり、前法の母分散における共分散項は正になるものと考えられ、やはり共分散項をもたない本法の母分散より大きくなるものと推察される。

このことから考えれば、前報(5)で利用した林分について同じ断面積定数で本法のシミュレーションを行なえば、本法が精度的に有効な方法として期待できるであろう。そこで、前報(5)と同様に本法の精度をビッターリッヒ法および一致高法の精度と比較するためにシミュレーションによって検討してみよう。

III. 本法のシミュレーション

シミュレーション用林分として、面積 2.5 ha の 26 年生秩父スギ人工林分の中から、100 m × 100 m からなる 1 ha の林分を選んだ。その林分内の各種特性値の平均と分散および変動係数ならびに立木本数を表-1 に示す。なお、各立木材積は先端から根元までの幹形を放物線体として求めたものである。

まず、本法の精度を他法と比較する前に、本法の ha 当り林分材積の推定値と分散が標本点の増加および断面積定数 k の増加によってどのように変化していくのかをビッターリッヒ法、一致高法と比較しながらみていこう。その際のサンプリング方法は増山(3)の林縁無修正法にそったかたちで実行した。すなわち、ある k に応じた拡大倍率でふくらませたおのおのの拡大樹幹をすべて包含するような林分面積を設定した。この林面上に系統的サンプリングを実施するために、まずランダムな 1 点をみつけ、その点より長さ X の横軸と長さ Y の縦軸にそれぞれ平行な線分を引き、2 方向の基線とした。その基線より横方向には $X/\sqrt{n}$ (n : 標本点数)、縦方向には

表-1. シミュレーション林分における各種特性値の平均と分散, ならびに変動係数
Means and variance, coefficient of variation of each characteristic in the stand
used to illustrate the computer simulation

立木本数 N (本)	胸高断面 積合計 G (m^2)	林分材積 V (m^3)	平均胸高 直径 $\bar{d}$ (cm)	胸高直径 の分散 σ_d^2	胸高直径 の変動係 数 C_d (%)	平均樹高 $\bar{h}$ (m)	樹高の 分散 σ_h^2	樹高の 変動係数 C_h (%)	平均 幹材積 $\bar{v}$ (m^3)	幹材積の 分散 σ_v^2	幹材積の 変動係数 C_v (%)
1,047	32.4	243.3	19.4	18.0	21.9	13.1	4.9	16.9	0.23	0.02	61.5

表-2. 各方法における断面積定数 (k) および標本点数の増大にともなう推定値, 分散等の変化
Changes of estimated values, variances, and so forth, due to increases of BAF (k),
and the number of sample points by each method

断面積定数 (k)		標 本 点 数																ha 当りの 真 値 (m^3)
		49				100				529				1,024				
		推定値 (m^3)	分 散	平均カ ウント 数 (本)	誤差率 (%)	推定値 (m^3)	分 散	平均カ ウント 数 (本)	誤差率 (%)	推定値 (m^3)	分 散	平均カ ウント 数 (本)	誤差率 (%)	推定値 (m^3)	分 散	平均カ ウント 数 (本)	誤差率 (%)	
本 法	0.25	108.1	10,901.2	22.6	5.0	103.8	10,168.1	21.7	0.8	102.8	9,870.0	21.5	-0.2	103.2	9,944.9	21.6	0.2	103.0
	1	168.0	12,790.3	8.8	9.9	151.5	13,105.7	7.9	-0.9	152.2	12,779.9	8.0	-0.4	152.8	12,998.1	8.0	0.0	152.8
	4	151.2	17,270.1	2.0	-21.8	178.0	16,233.0	2.3	-7.9	198.0	19,527.4	2.6	2.4	192.9	19,865.7	2.5	-0.2	193.3
	6	156.7	26,102.2	1.4	-21.8	169.6	16,410.9	1.5	-15.3	204.5	26,996.6	1.8	2.1	202.5	25,965.7	1.8	1.1	200.3
一 致 高 和 法	0.25	103.6	9,760.1		0.6	103.0	9,617.5		0.0	102.9	9,612.8		-0.1	202.5	9,607.7		-0.1	103.0
	1	161.9	10,887.1		6.0	152.3	11,726.3		-0.3	152.4	11,275.0		-0.3	152.6	11,327.4		-0.1	152.8
	4	167.8	14,453.2		-13.2	187.1	8,735.4		-3.2	192.6	11,666.2		-0.4	192.8	11,657.0		-0.2	193.3
	6	169.7	15,834.6		-15.3	197.3	9,219.0		-1.5	199.2	12,870.0		-0.5	199.8	13,140.1		-0.2	200.3
ビ ッ タ ー リ ッ ヒ 法	0.25	13.8	152.2	55.0	0.7	13.6	151.7	54.4	-0.7	13.7	154.6	54.8	0.0	13.7	154.5	54.8	0.0	13.7
	1	20.9	179.6	20.9	3.0	20.2	179.4	20.2	-0.5	20.3	180.8	20.3	0.0	20.3	182.9	20.3	0.0	20.3
	4	22.4	232.4	5.6	-12.8	25.1	141.1	6.3	-2.3	25.6	184.5	6.4	-0.4	25.7	182.2	6.4	0.0	25.7
	6	22.5	247.6	3.8	-15.7	26.3	118.7	4.4	-1.5	26.6	200.9	4.4	-0.4	26.5	203.5	4.4	-0.7	26.7

注) 本法および一致高和法の推定値は ha 当りの推定値を示し, ビッターリッヒ法の推定値は ha 当りの胸高断面積合計の推定値を示す。ha 当りの真値は本法および一致高和法では ha 当りの林分材積を示し, ビッターリッヒ法では ha 当りの胸高断面積合計を示す。
誤差率: {(推定値-真値)/真値} × 100

$Y/\sqrt{n}$ の間隔で, それぞれ一定方向に組織的に線分をおとし, 格子線の交点を標本点とした。ビッターリッヒ法および一致高和法については, それらの標本点でサンプリングを行ない, 本法については, それら各標本点における一致高をもつ周囲木それぞれに対して H (ここでは林分の最大樹高が 19m であるので, それにすれすれの高さとして 19.1m を H とした) 以下の範囲で乱数を発生させてサンプリングを行なった。

以下, 実験例として標本点数 $n=49, 100, 529, 1,024$, $k=0.25, 1, 4, 6$ とした場合の ha 当りの推定値と分散ならびに平均カウント数と誤差率を表-2 に示す。なお, 推定値との比較のために, 各方法ごと k ごとに ha 当りの真値をのせておく。それらの値は k が小さくなるにしたがって減少している。これは前述のように増山の林縁無修正法を実行する場合, k が小さくなるにつれて拡大倍率が大きくなり, その結果それに応じてふくらませた拡大樹幹をすべて包含するような林分面積を設定するので, その面積自体は増大しなければならない。他方, シミュレーションを実行する林分の立木自体は, その面積が増大しても変わらないから, ha 当りに換算した場

合このように値が変化するのである。さて, この表の推定値および誤差率の変化からわかるように, どの方法も標本点を増加させることによって, k ごとの推定値がだんだんと真値に近づいていくことがわかるが, その近づき方は k が小さいほどよくなる。これは k が小さくなるにしたがって逆に拡大倍率が大きくなる結果, 本法およびビッターリッヒ法では表のごとく標本点当りの平均カウント数が, 一致高和法では標本点当りの一致高の数がそれぞれ増加するためであると考えられる。一方, 分散については一部の標本点数の場合を除いて, ほぼどの方法も k の増加につれて増大していくことがわかる。もっとも本法については前述した母分散の式 (3) 式を考えれば, 当然のこととして理解できる。

次に, 本題にもどって本法の精度をビッターリッヒ法や一致高和法の精度と比較しながら分析してみよう。この場合, 精度の指標としては前報(5)でのべたと同様に相対分散 (母分散/母平均の 2 乗) をとり, 本法やビッターリッヒ法ならびに一致高和法の相対分散をそれぞれ C_B^2, C_B^2, C_L^2 として, それらの比によって精度比較を行なった。まず増山の林縁無修正法による標本点数 1,024

表-3. 断面積定数 (k) の変化にともなう相対分散比および C_B , G の変化 (増山の林縁無修正法による場合, ただし標本点数は 1,024 点)

Changes of ratios of relative variances, C_B , and G due to changes of BAF (k) (results of a simulated point sampling trial by the non-correction method of MASUYAMA for edge effect bias)

断面積定数 k	相 対 分 散 比		C_B (%)	G (m ²)
	C_y^2/C_B^2	C_L^2/C_B^2		
0.25	1.1	1.1	90.7	13.7
1	1.3	1.1	66.6	20.3
4	1.9	1.1	52.5	25.7
6	2.2	1.1	53.8	26.5

注) C_y^2 : 本法の相対分散, C_B^2 : ビッターリッヒ法の相対分散
 C_L^2 : 一致高和法の相対分散, C_B : ビッターリッヒ法の変動係数
 G : ha 当り胸高断面積合計推定値

点の結果から, C_y^2 と C_B^2 との比および C_L^2 と C_B^2 との比が k の増加にともなうように変化していくのかを示したのが表-3 である。なお, サンプルングのやり方を考える上でビッターリッヒ法の変動係数 C_B と ha 当り胸高断面積合計推定値 G もあわせて掲げておく。この表からわかるように, C_L^2/C_B^2 の k による変化が一定であるのに対し, C_y^2/C_B^2 は増加傾向を示している。このことは増山の林縁無修正法によるサンプルングを本法で実行する際に k を大きくすることによって本法の精度がビッターリッヒ法および一致高和法に比して徐々に悪くなっていくことを示唆している。他方, C_B については逆に低くなっているが, これは前報(5)でのべたのと同様に, k を大きくすることによって逆に拡大倍率が小さくなり, 標本点が徐々に現実の林の中に多くおちる結果, 表-2 でみられたように分散は少しずつ大きくなるものの, 表-3 の G の値は逆に増大するため, 結果的にこのような現象になるものと思われる。

ところで, 筆者は前報(5)において本法の母分散とビッターリッヒ法の母分散がともに共分散項や $E(\lambda_j)^2$ または $E(\delta_j)^2$ を含まない場合のそれらの相対分散比 $C_y^2/C_B^2 = H/F \cdot \bar{h}$ を近似的に導いた。この相対分散比に現実の値 ($H=19\text{m}$, $F \cdot \bar{h}=7.5$) を代入して計算すると, 前報(5)と同様に 2.5 となり, 各 k の C_y^2/C_B^2 とかなり相違している。これは本法の C_y^2 が $E(\lambda_j)^2$ を含むが, 共分散項を含まない場合の相対分散であるのに対し, ビッターリッヒ法の相対分散 C_B^2 は共分散項と $E(\delta_j)^2$ を含むので, 両者の比については, このへんが微妙に影響しているためなのかもしれない。

いずれにしても, このサンプルング法で本法を実行すれば, 精度的には前法に比してかなり高い結果が得られ

表-4. 断面積定数 (k) の変化にともなう相対分散比および C_B , G の変化 (シミュレーション用林分内でのサンプルングの場合, ただし, 標本点数は 1,024 点)

Changes of ratios of relative variances, C_B , and G due to changes of BAF (k) (result of simulated point sampling trial in the stand used for the computer simulation)

断面積定数 k	相 対 分 散 比			C_B (%)	G (m ²)
	C_y^2/C_B^2	C_L^2/C_B^2			
0.25	1.2	1.2		23.1	26.7
1	2.1	1.2		22.7	29.6
4	3.2	1.2		30.1	30.9
6	3.2	1.3		34.3	31.2

注) C_y^2 , C_B^2 , C_L^2 , C_B , G は表-2 と同じ

るものと考えられる。さて, ここでの方法は実際のサンプルングではあまり行なわれていない方法である。だからこそ, C_B の値は表-3 でみるようにいずれも経験的な値 (20%~30%) よりかなり高めになっている。そこで C_B をある程度小さくし経験的な値にした場合, すなわち, 前と同じサンプルングで今度は前述したシミュレーションを行なうための 1 ha のそのままの林分に対して同一点数おとした場合の結果を表-3 と同様に示したのが表-4 である。ただし, このサンプルングでは林縁修正は行なっていないため, 推定値と分散に偏りが生じていると考えられるが, おおよその精度比較を行なう上では無修正のままで十分であると考ええる。この表から C_y^2/C_B^2 は k の増加とともに増大しているが, そのあがり方は小さい。 C_B の増加は ha 当り胸高断面積合計推定値 G の値がほぼ安定しているの, 分散が起因しているものと考えられる。

ところで, C_y^2/C_B^2 は先ほどの理論値 2.5 と比較してみると k によって若干の違いはあるが, ほぼ似かよっているものであり, 個々の違いはおそらくシミュレーションによる C_B^2 が主に共分散項を含んでいるためによるものと思われる。他方, C_L^2/C_B^2 は k の増加にかかわらずだいたい一定の傾向があり, 北村(2)が出した 1.3 値とほぼ似かよっている。このことから, 前報(5)で出した C_y^2/C_B^2 の近似式は精度を論ずる上では実用上有効かもしれない。

以上, 本法の精度をシミュレーションを通じて分析してきたが, 表-3, 表-4 から共通的にいえることはサンプルングの方法を変えても本法における C_y^2/C_B^2 の各値が前法の C_y^2/C_B^2 の各値に比べて, すべて低くなっているという結果であり, その意味では本法の精度が前法の精度より高いということが理論およびシミュレーションの両面から証明されたといえるであろう。

表-5. 検証に用いた林分の各種特性値の平均, 標準偏差, 変動係数ならびに合計値
Means, standard deviations, coefficient of variation, and total value of each
characteristic in the stand used

N (本)	G (m^2)	V (m^3)	$\bar{d}$ (cm)	σ_d (cm)	C_d (%)	$\bar{h}$ (m)	σ_h (m)	C_h (%)
487	71.46	926	41.1	10.3	25.1	29.1	1.74	6

ところで, 前報(4, 5) および本報においてのべてきたことは, あくまでも理論およびシミュレーションの両面から検討してきたものであった。そこで, いままでのべてきたことが実際のサンプリングで裏づけられるものか否かを検証するために, 東京大学千葉演習林で行なった調査結果を次に報告しよう。

IV. 林地における検証

検証のために利用した林分は東京大学千葉演習林 27 林班 C_4 小班の中に設置された面積 1.12 ha, 林齢 85 年の林である。

この林分の ha 当り本数 (N), ha 当り材積 (V), ha 当り胸高断面積合計 (G), 平均胸高直径 ($\bar{d}$), 胸高直径の標準偏差 (σ_d), 胸高直径の変動係数 (C_d), 平均樹高 ($\bar{h}$), 樹高の標準偏差 (σ_h), 樹高の変動係数 (C_h) は表-5 のとおりである。この林分に適当に 32 個の標本点を抽出し, 各標本点で前法と本法をシュピーゲルレラスコープにより行ない, 断面積定数 k は 4 を利用した。その際の乱数発生については林分中の最大樹高が 35 m くらいと推定されたので, その範囲内で 1 m を単位として乱数表より行なった。なお, 実行にあたっては両法とも先に乱数発生を行ない, その乱数値と周囲の一致高の目測値との大小関係によってカウントするかしないかを決定していくべきであるが, 先に一致高を 1 m 単位で目測し, 後で乱数を発生させても, なんら推定理論そのものに変わりはないので, 今回はこの方法により実行した。また, 両法とも実行にあたっては林縁修正は行っていないため, ha 当り推定値と分散に当然偏りが生じていると考えられるが, おおよその精度比較を行なう上では十分であると考ええる。

この調査から両法の ha 当り推定材積 $\hat{V}$ の標本平均 ($\bar{\hat{V}}$), 標本分散 ($S^2\hat{v}$), 標本変動係数 ($C\hat{v}$), 相対分散 ($C^2\hat{v}$) および信頼度 95% における区間推定を示したのが表-6 である。この表からわかるように, 両法とも一応 ha 当りの林分材積 926 m^3 (真値) が区間推定の中に入っているが, 両法の $\hat{V}$ は真値よりも過大推定となっている。一方, $S^2\hat{v}$ は前法より本法のほうが極端に低く, その結果, 本法の標本変動係数は前法のものよりかなり低くなっている。このことは, 本法が精度的により有効

表-6. 標本点数 32 点における前法および本法のサンプリング結果

Results of the point sampling trial by the previous method and by this method in an actual forest stand

統 計 量	方 法 の 種 類	
	前 法	本 法
$\hat{V}$	1,046.76 m^3	996.45 m^3
$S^2\hat{v}$	391,762.92	39,516.13
$C\hat{v}$	65.18%	21.85%
$C^2\hat{v}$	0.425	0.048
区間推定(信頼度95%)	821.0 m^3 ~ 1,272.5 m^3	924.8 m^3 ~ 1,068.1 m^3

な推定法として考えられるのであり, 理論およびシミュレーションで指摘されたことが実際のサンプリングにおいても実証されたことになる。

次に, 前法および本法の精度をビッターリッヒ法の精度と比較してみよう。その際の比較の指標としては, それらの相対分散をそれぞれ $C^2\hat{v}_1$, $C^2\hat{v}_2$, $C^2\hat{g}$ として, それらの比の値を用いた。その結果を示すと以下になる。なお, C^2_B とそれを出すもとなるビッターリッヒ法の ha 当り胸高断面積合計推定値 $\hat{G}$ の標本平均 $\bar{\hat{G}}$, その標本分散 $S^2\hat{g}$, および標本変動係数 $C\hat{g}$ もあわせて掲げておくが, それらの計算は各標本点の一致高のカウント数から自動的に計算したものである。

$$\begin{aligned} C^2\hat{v}_1/C^2\hat{g} &= 17.9 & C^2\hat{v}_2/C^2\hat{g} &= 2.0 \\ C\hat{g} &= 0.02375 & C\hat{v} &= 15.4\% \\ \bar{\hat{G}} &= 66.50 \text{ m}^2/\text{ha} & S^2\hat{g} &= 105.03 \end{aligned}$$

これらの結果から, $C^2\hat{v}_1/C^2\hat{g}$ と $C^2\hat{v}_2/C^2\hat{g}$ の値は前報(5)のシミュレーションで報告した値 (11.6) および本報のシミュレーションでの値 (3.2) と比較して, かなり相違しているが, これはシミュレーションに利用した林分と今回の調査林分が異なることや標本点数の極端な相違, さらにはシミュレーションの場合, 幹形をすべて放物線体にしたことによるものであると考えられる。しかしながら, 実際の調査結果とシミュレーションのそれとは大体において似かよった傾向があると考えられる。

V. お わ り に

本報において提案した方法は, 標本点の周囲の一致高をもつ立木それぞれに対して, 独立に高さ方向で乱数を

発生させることによって導いたものであり、その基本的考え方は前法と同様に3次元標本空間における幾何学的確率を基礎としている。しかしながら、本法の精度は理論やシミュレーションおよび林地での調査結果から明らかのように、前法のそれに比べてかなり高い精度をもつことが立証され、かなり有効な方法として考えることができよう。また、実際の測定にあたっては1人でできることや、測定時間そのものは今回の調査では標本点当たり平均して約8分くらいで終えることができたことからして、功程そのものは林分状況が悪くないかぎり比較的迅速に実行できるものと考えられる。なお、本研究のシミュレーションは東京大学大型計算機 HITAC 8800/8700を用いて行なわれた。

引用文献

- (1) 平田種男：定角測定法の研究。東大演報 56: 1~76, 1962
- (2) 北村昌美：一致高和による林分材積の推定に関する理論的研究。山形大紀要 4: 365~403, 1964
- (3) MASUYAMA, M.: A rapid method of estimating basal area in timber survey. Sankya 12: 291~302, 1953
- (4) 上野洋二郎：林分材積推定の新しい方法 (I)。日林誌 61: 346~348, 1979
- (5) ———：林分材積推定の新しい方法 (II) 林分材積推定量の母分散と本法の精度。日林誌 62: 315~320, 1980
- (6) ———：林分材積推定の新しい方法 (III) ラインサンプリングの場合。日林誌 62: 394~397, 1980

(1980年1月18日受理)

学会記事

○第331回編集委員会の記録

と き：昭和55年10月2日(木) 14:00~16:00

ところ：日本林業技術協会会館別館3階会議室

出席者：南方委員長、栗屋、大角、岡、奥田、片桐、田村、山本の各委員、伊藤、藤原の両主事、

清水(事務局)

議 事：1) 論文などの審査状況

2) 論文などの審査者の決定

3) 62巻10号, 11号, 12号掲載論文の承認および決定

4) 執筆要領および編集内規の審議

5) その他