

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

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8号
巻号補足	
掲載ページ	p. 315-320
発行年月	1980年8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



短 報

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

上野 洋二郎*

UENO, Yojiro: A new method of estimating stand volume (II) Precision of the method J. Jap. For. Soc. 62: 315~320, 1980 The author proposed a new method of estimating stand volume by point sampling in the previous paper. The aim of this paper is to examine the population variance of this estimator of stand volume, and to compare the relative variance, as a measurement of the precision of the method with that of BITTERLICH's method from the analytical viewpoint, and also with that of BITTERLICH's method and that of KITAMURA's critical height method, through computer simulation. The results follow. The population variance of this estimator is directly proportional to BAF and H , where H is a height that is greater than the maximum tree height in the stand. Therefore, the value of H needs to be established at a height that is just a little greater than the maximum tree height in the stand, and a small BAF needs to be employed in order to increase the precision. Next, if the population variance of this method and that of BITTERLICH's method do not include the covariance, the ratio of relative variance of this method to that of BITTERLICH's method is approximately equivalent to $H/F\bar{h}$, where F is a stand form factor, and $\bar{h}$ is mean height. In practice, this ratio, through computer simulation, was 9.7~18.3. Consequently, the approximate equation ($H/F\bar{h}$) may be valid in this sense, which gives an index of the actual forest stand.

I. は じ め に

前報(8)において、筆者は北村(2)により考え出された拡大樹幹のおのおのを完全に包含するような3次元標本空間 M を考え、これをもとに新しい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た。この方法は2次元空間におけるビッターリッヒ法そのものを3次元空間に拡張したものとして理解でき、増山(4)がのべているように、ビッターリッヒ法が点で面積(断面積)を測ったものと考えれば、本法は、まさに点で体積(材積)を測定したものとして位置づけることができる。ここでは、この推定理論をさらに発展させるために、まずその推定量の母分散について分析し、さらにサンプリングにおける標本平均およびその標本分散について検討した。そして本法の精度を相対分散(母分散/母平均の2乗)を尺度にして、理論面ではビッターリッヒ法と比較しながら分析し、また、シミュレーション面ではビッターリッヒ法および一致高和法と比較しながら考察した。

II. は 当 り 林 分 材 積 推 定 量 の 母 分 散

前報(8)において、筆者は面積 A なる林地の林分材積

推定量(y)を次式として提案した。

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

A : 林分面積

H : 林分中の最大樹高($h_{\max}$)より高い H なる高さ

λ_j : ある標本点がある立木 j の拡大樹幹 V_j の中に入れば1, さもないと0をとる離散的確率変数

N : 林分中の立木本数

P : 拡大倍率

そこで、 y の母分散 $V_{ar}(y)$ を大友(6)がのべているJ. CORNFIELDの証明の方法にそって展開すると、

$$V_{ar}(y) = E[y - E(y)]^2 = E(y^2) - E(y)^2 \quad (2)$$

ここで、(2)式の右辺の第1項 $E(y^2)$ は

$$\begin{aligned} E(y^2) &= \left(\frac{A \cdot H}{P^2} \right)^2 E \left[\left(\sum_{j=1}^N \lambda_j \right)^2 \right] \\ &= \left(\frac{A \cdot H}{P^2} \right)^2 \left\{ \sum_{j=1}^N E(\lambda_j^2) + 2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N E(\lambda_i \cdot \lambda_j) \right\} \end{aligned} \quad (i < j) \quad (3)$$

ところで、 λ_j は1か0をとる確率変数であるから、

$$E(\lambda_j^2) = E(\lambda_j) = \frac{V_j}{A \cdot H} \quad (4)$$

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

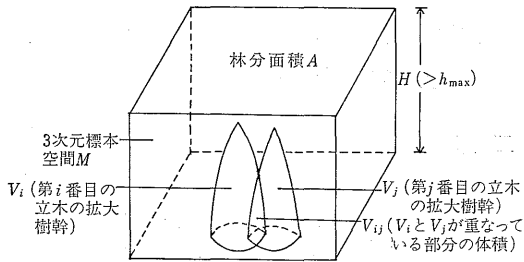


図-1. 3次元標本空間Mと重複した拡大樹幹の模型図

また、 $E(\lambda_i \cdot \lambda_j)$ については次のことを考えれば導き出すことができる。すなわち、 λ_i, λ_j をそれぞれ i 番目、 j 番目の立木の拡大樹幹 V_i, 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とし、図-1 のような立木配置を考えた場合、拡大樹幹のお互いに重なっている部分の体積を V_{ij} とすると

$$E(\lambda_i \cdot \lambda_j) = \frac{V_{ij}}{A \cdot H} \quad (5)$$

(4), (5) 式を (3) 式に代入して整理すると

$$E(y^2) = \frac{A \cdot H}{P^4} \left\{ \sum_{j=1}^N V_j + 2 \sum_{i < j}^N \sum_{j=1}^N V_{ij} \right\} \quad (6)$$

となる。

ところで、

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

v_j : j 木の幹材積

これより、

$$E(y)^2 = \left(\sum_{j=1}^N v_j \right)^2 \quad (7)$$

(6), (7) 式を (2) 式に代入すると

$$Var(y) = \frac{A \cdot H}{P^4} \left\{ \sum_{j=1}^N V_j + 2 \sum_{i < j}^N \sum_{j=1}^N V_{ij} - \frac{P^4 \left(\sum_{j=1}^N v_j \right)^2}{A \cdot H} \right\} \quad (8)$$

となり、(8) 式は面積 A なる林地の林分材積推定量の母分散を与える式である。ここで、 $A=100^2 \text{ m}^2$ とし、 k を断面積定数とすると、(8) 式は

$$Var(y) = \frac{k^2 \cdot H}{100^2} \left\{ \sum_{j=1}^N V_j + 2 \sum_{i < j}^N \sum_{j=1}^N V_{ij} - \frac{(100 \cdot \sum_{j=1}^N v_j)^2}{k^2 \cdot H} \right\} \quad (9)$$

となる。(9) 式は h_a 当りの林分材積推定量の母分散を与える式である。この式からわかるように、 h_a 当りの林分材積推定量 y の母分散は右辺の中カッコの部分は無

視すると、 $k^2 \cdot H$ に比例することがわかる。さらに断面積定数 k を一定にすると H だけに比例し、 H を大きくすればするほど母分散は大きくなる。これに対し、 H を一定にすると k に比例し、 k が大きくなるとしたが、その 2 乗倍分だけ母分散が大きくなることが考えられるが、 k は拡大倍率 P の 2 乗に反比例するので、中カッコの第 1 項と第 2 項は k が大きくなれば、その分だけ小さくなることが十分予想される。このため、 y の母分散は k を大きくまたは小さくすることによる k^2 の大きさと中カッコの中の大きさととの大小関係によって決まってくるものと考えられる。次に、 k と H および中カッコの項を一定とした場合、 y の母分散は (8) 式からみれば、林分面積 A に比例するので、林分面積が大きくなればその分だけ大きくなっていくことが考えられる。以上の関係については V の本法のシミュレーションのところで分析することにする。このことから、分散を低くおさえて精度をあげるためには、 H を林分中の最大樹高 $h_{\max}$ のほんのすれすれの高さにとればよいことがわかるし、 k についてはおそらく小さくする必要があろう。

もっとも、 H については林分中にとくにぬき出た立木が 1 本または数本ある場合は、それらを対象よりはらずし、残りの大部分の立木の中の $h_{\max}$ よりほんの少し高めの値を H にとれば、分散はあまり大きくならないであろう。次に (8), (9) 式の右辺の中カッコの部分と y の母分散との関係については、大友(6) がのべたのと同様のことがここでもなりたつ。すなわち、(8), (9) 両式の分散の大きさは V_j と V_{ij} に従属し、 V_{ij} がすべて 0 であれば母分散は最小となる。このことから、同一面積、同一本数、同一の直径と樹高および形状をもった林分では、立木配置が均斉な場合は y の母分散は小、群状をなして不均斉な場合は大となることが推察される。このことから考えるに、天然林は人工林に比較して立木配置が一般的に不均斉であり、しかも樹高の分散が概して大きいと考えられるので、(8), (9) 式の分散は大きくなることが予想される。以上、ここでは母分散の導出とその分析を行ってきたが、ここにおける母分散は立木配置が固定していて、そしてその中で標本点がランダムに動いた場合におけるものであって、逆に標本点が固定されていて、立木がそれぞれ独立にランダム運動する場合を考えると違ったものになる。このことについては N でのべることにする。

III. 本法におけるサンプリングについて

ところで、面積 A の林地にサンプルサイズ n 個をランダムに抽出し、前報(8) のべた方法で第 i 番目の標本

点における ha 当り林分材積推定量 y_i を求め、その標本平均を $\bar{y}$ とし、 $\bar{y}$ の標本分散 $S_{\bar{y}}^2$ を $\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 / n(n-1)$ とすると、これらの統計量はサンプリング理論を応用すれば、それぞれ ha 当り林分材積と $V_{ar}(y)/n$ の不偏推定量になることがわかる。このことから、本法を用いて林分材積を推定する場合は林面上でランダムに n 点を抽出し、その各点で y_i を求め、それらの値から標本平均 $\bar{y}$ とその標本分散 $S_{\bar{y}}^2$ を求め、 n がある程度大きいとき ($n \geq 30$) は、 $(\bar{y} - \mu) / S_{\bar{y}}$ (ただし、 μ は母平均) は、ほぼ自由度 $n-1$ の t 分布をするものとみてさしつかえないから、林分材積の母平均 μ に対する信頼区間は $\bar{y} \pm t \cdot S_{\bar{y}}$ として設定すればよいと考える。

IV. 精度の検討

ここでは、本法の精度を相対分散の立場から分析し、さらにビッターリッヒ法と比較しながら考察してみよう。ところで、この分析に入る前に、相対分散を出すものになる母分散の表現様式に從來から2通りのものがあることに注意しなければならない。それは箕輪(5)の指摘するごとく立木配置を何らかの型に固定する場合と、立木をランダムに動かして立木のあらゆる配置を想定する場合であり、前者の場合の母分散は、PALLEY と HORWITZ(7) や大友(6)が導いた共分散項を含む一般式であり、前述した本法の分散式(8)、(9)式もこれにそって導いた式であった。一方、後者の場合は平田(1)や北村(2)が導いた共分散項を含まない式である。前者は理論的に正確であるが、共分散項を含むが故に、現実にはその量を把握するにはかなりの困難性をもち、実用的に難点があるのに対し、後者はその量を簡単に計算できる利点をもっている。そこで、本稿ではビッターリッヒ法の相対分散 C_B^2 と本法の相対分散 C_y^2 との間に、およそいかなる関係があるのかを分析するために、箕輪(5)と同様に平田や北村の考え方にそって展開していこう。

まず、筆者の提案した ha 当りの林分材積推定量 y は前報(8)でのべたごとく、(1)式の林分面積 A を 100^2 m^2 とすると、以下の式で表わせる。

$$y = k \cdot H \cdot \sum_{j=1}^N \lambda_j$$

ただし、 k : 断面積定数、他の記号は(1)式の注釈と同じ。

そこで、上式の母平均 $E(y)$ と母分散 $V_{ar}(y)$ は、それぞれ以下ようになる。

$$E(y) = k \cdot H \cdot \sum_{j=1}^N E(\lambda_j) \quad (10)$$

$$V_{ar}(y) = k^2 \cdot H^2 \cdot V_{ar}\left(\sum_{j=1}^N \lambda_j\right) \quad (11)$$

ここで、平田(1)がのべているように、標本点が固定されて拡大樹幹がそれぞれ独立にランダム運動する場合、すなわち前述した後者の場合を仮定すると、もはや λ_j はそれぞれ独立した確率変数となるから、(11)式は

$$\begin{aligned} V_{ar}(y) &= k^2 \cdot H^2 \cdot \sum_{j=1}^N V_{ar}(\lambda_j) \\ &= k^2 \cdot H^2 \cdot \sum_{j=1}^N \{E(\lambda_j^2) - E(\lambda_j)^2\} \end{aligned} \quad (12)$$

となる。

ここで、 $E(\lambda_j^2) = E(\lambda_j) = v_j / k \cdot H$, $E(\lambda_j)^2 = v_j^2 / k^2 \cdot H^2$ であるから、たとえば、 $k=4$, $H=19 \text{ m}$, $v_j=0.3 \text{ m}^2$ とすると、 $E(\lambda_j^2)=0.003947$, $E(\lambda_j)^2=0.000016$ であり、 $E(\lambda_j)^2$ は $E(\lambda_j^2)$ にくらべて 0.4% にすぎず、一般に 1% をこえることはほとんどない。したがって、 $E(\lambda_j)^2$ は $E(\lambda_j^2)$ に対して無視しうるほど小さいものと仮定できるから、(12)式は

$$V_{ar}(y) \doteq k^2 \cdot H^2 \cdot \sum_{j=1}^N E(\lambda_j) \quad (13)$$

では表わせる。よって、本法の相対分散 C_y^2 は(10)式の2乗と(13)式の比で表わせるから、

$$C_y^2 = \frac{V_{ar}(y)}{E(y)^2} = \frac{k^2 \cdot H^2 \cdot \sum_{j=1}^N E(\lambda_j)}{k^2 \cdot H^2 \cdot \left\{ \sum_{j=1}^N E(\lambda_j) \right\}^2} = \frac{k \cdot H}{\sum_{j=1}^N v_j} \quad (14)$$

一方、ビッターリッヒ法の ha 当り胸高断面積推定量 y_B を以下の式で表わすと

$$y_B = k \cdot \sum_{j=1}^N \delta_j$$

ただし、 k : 断面積定数

δ_j : 第 j 番目の拡大胸高断面に標本点が入れば 1、さもなければ 0 をとる確率変数

この期待値 $E(y_B)$ は

$$E(y_B) = k \cdot \sum_{j=1}^N E(\delta_j) = \sum_{j=1}^N g_j$$

g_j : 第 j 番目の立木の胸高断面積

ここで、前述した方法と同様に y_B の母分散 $V_{ar}(y_B)$ を近似的に計算すると、

$$V_{ar}(y_B) \doteq k^2 \cdot \sum_{j=1}^N E(\delta_j) \quad (15)$$

よって、ビッターリッヒ法の相対分散 C_B^2 は $E(y_B)$ の2乗と(15)式の比で表わせるから

$$C_B^2 = \frac{V_{ar}(y_B)}{E(y_B)^2} = \frac{k^2 \cdot \sum_{j=1}^N E(\delta_j)}{k^2 \cdot \left\{ \sum_{j=1}^N E(\delta_j) \right\}^2} = \frac{k}{\sum_{j=1}^N g_j} \quad (16)$$

ここで、(14)式と(16)式の比をとると

$$\frac{C_y^2}{C_B^2} = \frac{k \cdot H}{\sum_{j=1}^N v_j} \cdot \frac{\sum_{j=1}^N g_j}{k} = \frac{H \cdot \sum_{j=1}^N g_j}{\sum_{j=1}^N v_j}$$

となり、さらに、 $\sum_{j=1}^N v_j = F \cdot G \cdot \bar{h}$ 、 $G = \sum_{j=1}^N g_j$ (F : 林分形数、 G : 胸高断面積合計、 $\bar{h}$: 林分平均樹高) とすると、上式は

$$\frac{C_y^2}{C_B^2} = \frac{H \cdot G}{F \cdot G \cdot \bar{h}} = \frac{H}{F \cdot \bar{h}}$$

となる。すなわち、 C_y^2 に対する C_B^2 の比の近似式がみいだせるのである。この結果、本法の C_y^2 はビッターリッヒ法のそれにくらべ $H/F \cdot \bar{h}$ 倍だけ高いことになる。仮に、 $H=19\text{m}$ 、 $F=0.5$ 、 $\bar{h}=13\text{m}$ と想定すると 2.92 となり、ビッターリッヒ法にくらべて本法はおおよそ 3 倍の相対分散をもつことが推測されよう。これに対し、北村(8)の提案した一致高和法はビッターリッヒ法の相対分散の 1.33 倍であることからして、本法の精度をビッターリッヒ法や一致高和法の精度に近づけるには、標本点数をビッターリッヒ法の約 3 倍、一致高和法の約 2 倍強とする必要が出てくるであろう。以上の結論は、箕輪(5)がのべたごとく、立木の配置が完全に偶然的であるという仮定のもとに導かれたものである。そこで、現実の林で行なわれるサンプリングの結果としての精度が、さきほどの近似式で十分表わせるか否かについて、シミュレーションを通じて検討してみたい。

V. 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 年生の秩父地方スギ人工林分の中から、100m×100m からなる 1 ha の林分を対象とした。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以下に示す。なお、各立木材積は先端から根元までの幹形を放物体として求めたものである。

$\bar{d}$ (平均胸高直径) = 19.4 cm, σ_d^2 (胸高直径の分散) = 18.0 cm, C_d (胸高直径の変動係数) = 21.8%, $\bar{h}$ (平均樹高) = 13.1 m, σ_h^2 (樹高の分散) = 4.9 m, C_h (樹高の変動係数) = 17.0%, $\bar{v}$ (平均材積) = 0.23 m³, σ_v^2 (材積の分散) = 0.02 m³, C_v (材積の変動係数) = 52.6%, $\bar{g}$ (平均胸高断面積) = 0.03 m², σ_g^2 (胸高断面積の分散) = 0.0002 m², C_g (胸高断面積の変動係数) = 42%, N (立木本数) = 1,047 本, V (林分材積) = 243.3 m³, G (胸高断面積合計) = 32.4 m²

まず、最初のシミュレーションにあたって、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、一致高和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 のたて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)、たて方向には $Y/\sqrt{n}$ 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、一致高和法については、これらをそれぞれの標本点とし、本法についてはその標本点より前述した 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-1 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 が小なるに従って減少している。これは、前述のとおり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な傾向になるのである。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、一致高和法、ビッターリッヒ法と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、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増加するためであると考えられる。他方、本法についても同じようなことがいえるが、上の 2 法に比べればそれほどでもない。

次に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。筆者は先の II のところで、本法の ha 当りの林分材積推定量 y の母分散 $V_{ar}(y)$ は k^2 の大きさと C_k の中の大きさととの大小関係によって決まってくるものと考えられると述べたが、この表から判断するかぎり結

表-1. 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

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 (m^3)	平均カ ウント 数(本)	誤差 率(%)	推定値 (m^3)	分 散 (m^3)	平均カ ウント 数(本)	誤差 率(%)	推定値 (m^3)	分 散 (m^3)	平均カ ウント 数(本)	誤差 率(%)	推定値 (m^3)	分 散 (m^3)	平均カ ウント 数(本)	誤差 率(%)		
本 法	{	0.25	92.5	24,453.9	19.4	-10.2	71.9	18,397.1	15.1	-30.2	104.4	27,986.1	21.2	-1.4	101.2	26,673.6	21.2	-1.7	103.0
		1	132.1	34,230.0	6.9	-13.5	110.6	31,003.3	5.8	-27.6	149.9	40,249.9	7.9	-1.9	150.0	40,628.9	7.9	-1.8	152.8
		4	137.2	36,207.6	1.8	-29.0	129.9	30,643.6	1.7	-32.8	188.9	53,267.6	2.5	-2.3	191.1	54,556.0	2.5	-1.1	193.3
		6	149.7	42,932.8	1.3	-25.3	134.1	35,736.1	1.2	-33.1	195.8	59,358.6	1.7	-2.2	197.6	59,972.4	1.7	-1.3	200.3
一高 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	102.9	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		-0.3	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	{		(m^2)	(m^2)			(m^2)	(m^2)			(m^2)	(m^2)			(m^2)	(m^2)			(m^2)
		0.25	13.8	152.2	55.2	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	180.0	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 当りの林分材積推定値を示し, 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: $\{(\text{推定値}-\text{真値})/\text{真値}\} \times 100$

果的には k を増加させれば, $V_{ar}(y)$ も増加傾向を示すことがわかった。

次に, IVでのべた精度の問題についてふれてみよう。増山の林縁無修正法による標本点数1,024点のサンプリング結果から, C_y^2 と C_B^2 との比, 一致高和法の相対分散 C_L^2 と C_B^2 との比, およびビッターリッヒ法の変動係数 C_B が k の増大($k=0.25, 1, 4, 6$)にともなうどのように変化していくのかを示したのが表-2である。なお, C_B の変化を考える上で各 k における ha 当り胸高断面積合計推定値 G も示しておく。この表からわかるように, C_y^2/C_B^2 は C_L^2/C_B^2 の k による変化が一定であるのに対し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リ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ビッターリッヒ法, 一致高和法に比べ徐々に精度が悪くなっていくことを示唆している。他方, C_B は逆に低くなっているが, これは 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-1 でみられたように分散は少しずつ大きくなるものの, 表-2 の G の値は増大するため, 結果的にこのような現象になるものと思われる。さて, 前節でのべた近似式 $H/F \cdot \bar{h}$ に現実値 ($H=19.1m, F \cdot \bar{h}=V/G=7.5$) を代入して計算すると2.5となり, 表-2 における C_y^2/C_B^2 の各値とはかなり相違している。これは前節でのべたように, 前者の値が共分散項や $E(\lambda_j)^2$ または $E(\delta_j)^2$ を含まないかたちとして考えた場合の C_y^2 と C_B^2 との比であるのに対し, 後者の各値はそれらが含まれたかたちとしての比の値であるので, このへんが微妙に影響して

表-2. 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)

断面積 定数 k	相対分散比		C_B (%)	ha 当り胸 高断面積合 計推定値 G (m^2)
	C_y^2/C_B^2	C_L^2/C_B^2		
0.25	3.2	1.1	90.7	13.7
1	4.1	1.1	66.6	20.3
4	5.4	1.1	52.5	25.7
6	5.3	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

いるためなのかもしれない。

ところで, ここでのサンプリングは増山の林縁無修正法にそったかたちで行なわれている結果, C_B の各値は経験的な値 (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, 前と同じサンプリ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1haのそのままの林分に対して同一点数をおとした場合の結果を表-2と同様に示したのが表-3である。ただし, 後述の分析のために本法の変動係数もあわせてかかげておく。なおこのサンプリングでは林縁修正は行なっていないため, 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。さて, この表から C_y^2/C_B^2 は k が0.25と1のところで逆になってはいるものの, k の増加とともに減少しており, 増山の林縁無修正法とは逆の傾向を示した。これは k による C_B の変化率が表に示した本法の変

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 , C_y の変化 (シミュレーション用林分内でのサンプリングの場合, ただし標本点数は 1,024 点)

断面積定数 k	相対分散比			ha 当り 胸高断面 積合計推 定値 G (m^2)	C_y (%)
	C_y^2/C_B^2	C_L^2/C_B^2	C_B (%)		
0.25	17.2	1.0	23.1	26.7	95.6
1	18.3	1.2	22.7	29.6	97.1
4	11.6	1.2	30.1	30.9	102.4
6	9.7	1.3	34.3	31.2	106.6

(注) C_y^2, C_B^2, C_L^2, C_B は表-2 と同じ, C_y : 本法の変動係数

動係数 C_y の変化率より大きいために起こるものと考えられる。一方, C_L^2/C_B^2 は k の増加にかかわらず一定の傾向があり, 北村(2) が出した値 1.3 とほぼ似かよっている。また C_B の増加は, G の値が大体一定しているので分散に起因しているものと考えられる。ところで, C_y^2/C_B^2 の各値が先述した値 2.5 より大幅に大きくなっているのは共分散がかなり強く影響しているためなのかもしれない。

以上のことから, 前節で出した C_y^2/C_B^2 の近似式はシミュレーションの結果から判断するかぎり十分に表わせてはいないが, 現実の林においてはその値がさらに大きくなるという一つの目安を与える意味では有効であるように思われる。

VI. おわりに

本研究では, 本法の母分散が k と H によって大きく左右され, 母分散を小さくして精度を高める上では, H は林分中の最大樹高 h_{max} よりほんの少し高い高さに設定すること, k については理論, シミュレーション両面からみるかぎりなるべく小さくとる方がよいことがわかった。しかし, k を小さくすることによる標本点当りの平

均カウント数の増大は実際のサンプリング上での工程に大きな影響をおよぼすので, 調査対象林分の林分状況, 労力, 経費等を勘案して決定していく必要がある。また, 現実のサンプリングでは増山の林縁無修正法より対象林地内に標本点をおとす方法をとるべきであるが, その際いかなる林縁修正法をとった方が実用上効果的であるかは今後の検討課題としたい。

おわりに, この研究にあたって多大のご指導とご援助を賜った東京大学 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。また, 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。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: 可変プロット法の精度. 東大演報 54: 1~17, 1958
- (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) 増山元三郎: 幾何学的調査法. 統計学辞典(増補版), 1088~1093, 東洋経済新報社, 東京, 1957
- (5) 箕輪光博: 定仰角林分材積推定法の精度 (II) ラインサンプリングの場合. 日林誌 60: 186~190, 1978
- (6) 大友栄松: 森林調査におけるプロットレスサンプリングの理論的研究. 林試研報 241: 31~164, 1971
- (7) PALLEY, M. N. & HORWITZ, L. G.: Properties of some random and systematic point sampling estimators. For. Sci. 7: 52~65, 1961
- (8) 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

(1979 年 10 月 4 日受理)

学会記事

○第 27 回風に関するシンポジウム講演募集のお知らせ
開催日: 1980 年 12 月 9 日 (火)

会場: 気象研究所講堂

共催学会: 地震学会, 土木学会, 日本海洋学会, 日本機械学会, 日本気象学会 (幹事学会), 日本建築学会, 日本航空宇宙学会, 日本地理学会, 日本

農業気象学会, 日本林学会
講演申込先: 〒305 茨城県筑波郡谷田部町長峰 1-1 気象研究所物理気象研究部 花房龍男 (日本気象学会, 風に関するシンポジウム係), 電話: 0298-51-7111 内線 (607)

講演申込締切日: 1980 年 9 月 16 日 (必着)

講演希望者は題目, 講演者氏名, 勤務先, 100 字程度の要旨を記入。講演時間は 1 演題 15 分程度。