

スギの遺伝変動に関する研究

戸 田 良 吉⁽¹⁾

目 次

1. はじめに.....	2
2. しらべたこと.....	4
(1) ミシヨウスギ集団の広い意味の遺伝力.....	4
i) 問題のありか.....	4
ii) 材料と方法.....	6
iii) 測定および計算の結果.....	10
A) 樹 高.....	10
B) ミキの太さ.....	14
C) ミキの細り.....	16
D) クローネ直径.....	19
E) カワの厚さ.....	20
F) 樹高とミキの太さの相関.....	23
(2) 母樹別養成林分によつて推定した狭い意味の遺伝力.....	25
i) 問題のありか.....	25
ii) 材料と方法.....	27
iii) 測定および計算の結果.....	28
A) 樹 高.....	28
B) ミキの太さ.....	29
C) ミキの細り.....	30
D) クローネ直径.....	30
3. かんがえ.....	31
(1) 林分の成長にともなう変動係数の減少とその原因について.....	31
(2) 遺伝力と選抜の効果.....	36
i) 遺伝力.....	36
A) 広い意味の遺伝力.....	36
B) 狭い意味の遺伝力.....	37
ii) 選抜の効果.....	38
A) はじめに.....	38
B) 樹 高.....	39
C) その他の形質.....	41
D) 材 積.....	41
(3) 将来に残された問題点.....	43
4. あらまし.....	44
5. 文 献.....	45
6. Résumé	45

(1) 九州支場育種研究室長

1. はじめに

林業では、特にその実地の立場においては、ごく近年まで育種はほとんど問題にされなかつた。普通、このことの理由として、林木の生産期間がきわめて長く、またその植物体がきわめて大きいことなどともなう困難があげられるけれども、最も基本的な理由はそのような技術的なものでなく、林業が栽培業になりきつていなかつたということ、すなわち林業の性格そのものの中にひそんでいるものと考えられる。

もともと、育種の出発点は遺伝的変異の発見にある。タネモノのいかんが収穫の多少や収穫物の品質などに直接つながっていることの確認から優良タネモノの選択、選抜がおこなわれるようになるのだが、林業では、天然林の伐採の時代はもとより、人工植栽の時代にはいつてさへも、タネや苗木の素性と収穫とのつながりは一般にはみとめられていなかつた。生産期間がはなはだしく長期にわたるため、植栽と収穫はおおむね別人によつておこなわれる。まれに植栽者がみずから収穫にあたることがあつても、その時には苗木の素性についてのくわしい情報はとおむね失なわれてしまつてゐるのが普通である。のみならず、成林の初期にその生育のよしあしが判定されることがあつても、林地の環境条件のよしあしの差がはげしいために、環境による変動と混同されてしまつて、種苗の優劣をとりだして認識することは、一般にはきわめて困難なことであつた。

このような理由により、林業は、人工林の時代になつてからも、栽培業であるよりはむしろ資源採取の産業であり、植栽は栽培の開始であるよりは伐採によつて消耗した資源の補充といういろあいが強かつたのである。こうした条件のもとで育種が発展する余地のないことは当然であらう。

しかしながら、このような林業でも、苗をうえ、あるいはタネをまいて、後にこれを収穫するものであるからには、やはり実質的には栽培業である。タネモノの素性のいかんは、認識されようとなされまいと、収穫物の質と量とに影響せずにはおかない。天然林が減り、人工林の比重が大きくなるにつれて、タネモノの遺伝性の影響がしだいに注目されるようになり、また、農業からの類推により、林業においても育種の必要を説く人がしだいにふえてきていた。林木の遺伝・育種に関する研究の歴史はかならずしも短いのではない（佐藤 1949～50）。

第2次大戦の後になつて、林木の育種はその面目を完全にあらためた。個体、すなわち特定の遺伝子型を重視すること、ならびにその必然の帰結として、その遺伝子型をそのまま増殖する無性繁殖法、特にツギキ法の導入という方法が、Syrach LARSEN (1934, 1937) の洞察によつてはじめられ、林木の育種もようやく具体的な育種計画をたてることができるようになり、各国とも戦後競つて育種活動に力を注ぐようになった。これらの育種事業の主軸をなしているのは、優良個体、いわゆる精英樹の選抜であつて、種間交雑や倍数体の育成などを主眼とした戦前の研究とはこの点において異なつており、特に採種園の造成という実際的な方法の案出 (JENSEN 1954) により、スケジュールを持つた事業としての発展はいちじるしく促進されたのである。

わが国においても、林政当局は他国にまさるとも劣らぬ熱意を育種にたいして示し、林業試験場における研究とは別に、全国に5カ所の林木育種場と4カ所の支場を新設してこの事業の実行にあたらせている。国ばかりでなく、若干の地方庁やパルプ会社等においても、それぞれ独自の育種場を新設したり、あるいは既設試験場の主力を育種にふりむけたところが少なくない。こうして、現在における育種事業の関係者は、戦前のような、遠い将来に対する夢にかきたてられた研究ではなく、具体的に予定された明日の林

木の遺伝的素質の向上のために働いているのである。

以上のとおり、今日ではわが国においても諸外国においても、林木の育種事業の活動はきわめて活発であるが、それにもかかわらず、選抜育種事業の基礎となる科学的知識は、これまで案外に貧弱なものであった。

われわれは、農業や畜産からの類推によつて、林木でも育種によつて生産をたかめうるに違いないという信念を持つている。しかしながら、信念はどうしても科学的な知識とは異なり、人をなつとくさせるだけの客観性をそなえていない。これに反し、ひとつの種のなかに遺伝的な変異があることを示す実験は、あきらかに育種の可能性を示すものである (LINDQUIST 1948, LARSEN 1937, 1956, その他)。しかし、これらの実験や観察の多くは、単に変異の有無を問題にしているだけで、変異の量にふれるに至っていない。さらにまた、地理的集団の間の変異とそれら集団の中の変異との分離が十分にできていないという欠点をまぬかれない (WRIGHT et al. 1958)。すなわち、優良個体の選抜という手段によつてどれくらいの改良が期待されるかについては、なんらの情報も与えられていないのみでなく、地理的品種の選択や、種間交雑などの手段に先だつて優良個体の選抜から仕事を始めることが適切なのかどうかについてさえも、厳密にいうならば、科学的な論拠はまだ立証されていないのである。

選抜によつてどれだけの改良効果が得られるかを知るためには、選抜の母体、すなわち、その中から選抜個体がとりだされる対象集団に、どれだけの遺伝的変動がふくまれているかを知らねばならない (LUSH 1949)。このことは、厳密には、適切に設計された次代検定によつてのみ達成され、本質的に相当の年月を必要とするものである。したがつて、これまでこのことに関する報告はほとんどなく、ごく近年になつてようやく若干の不完全なデータが出はじめたにすぎない (WRIGHT et al. 1958)。

集団の含む遺伝的変動の大きさは、本来、集団ごとに異なつた値を持つものである。ある集団におけるその値は、他の類似の集団の値から類推することはできても、その集団自身についてさだめないかぎり、その信頼性は大きいとはいえない。すなわち、遺伝変動に関する研究が外国でいかにさかんになろうとも、われわれは日本の樹種についての研究を怠ることはできない。まして今日においては、外国においても、遺伝変動量の推定値として得られたものがほとんどないのだから、われわれはみずからわれわれ自身の樹種について推定値を求めるほかに、類推の手段をも持たないのが現状である。

現在のわが国には、それだけで遺伝変動量の推定の基礎をあたえうような次代検定林はほとんどないが、著者はさきにその珍しい1例を用いて、タネ繁殖の場合のスギの樹高とミキの太さの遺伝力を推定した (戸田 1959)。このように都合のよい試験林分はもうほかにはないと思うが、それでも遺伝変動の推定に対して若干の資料を与える林分はまだいくつかはあるはずであるから、われわれはなるべくはやく、それらのデータを集めて利用すべきである。さらにまた、今後おこなわれるべき第2次、第3次の選抜にそなえて、そのときに選抜の対象となる集団の遺伝的変動量をかたよりなく推定するに足るだけの材料を、いまから準備しておかなければならない。

わが国の林木のうち最も重要なものであるスギは、地方により、むかしからサシキによつて増殖されてきており、一部に遺伝変動をごくわずかしかなめ集団を生じている。このような事情にたすけられて、スギでは次代検定によらずとも遺伝変動量の推定が可能であり、この方法によつてもまた著者はさきにミシヨウスギ集団の各種量的形質のサシキ繁殖による遺伝力を推定することができた (戸田 1957)。

こうしてわれわれはスギについて、タネ繁殖およびサシキ繁殖の場合の主要形質の遺伝力、すなわち遺

伝変動の相対的大きさの、一応の推定値をつかむことに成功したが、実はこれらの値は材料の不備や一部方法上の欠陥も加わつて、あまり高い信頼性を持つていたとはいへなかつた。特に、サンキ繁殖の場合の推定値は、ミシヨウ・サンキ各 1 林分の測定値にもとづいて決められているので、偶然の要素が数値を大きく左右しているであろう。この点を指摘した WRIGHT et al. (1958) の批判はまことにもつともなもので、われわれとしても、その欠陥を補うため、ここ数年間、さらに多くのデータを蓄積することに努めてきた。

ここに報告しようとするのは、まだ十分とはいえないまでもこうして蓄積されたデータにもとづいて、ミシヨウスギのサンキ繁殖による場合の遺伝変動量を推定した結果を主とし、これに母樹別養成林分の測定値から得られる、タネ繁殖の場合の遺伝変動量に関する若干の知識をつけ加えたものである。これらふたつの項目は、考察においては互いに関連しているが、異なつた材料を用い、方法にも若干の差があるので、測定値から直接計算によつて得られる結果までを次の章“しらべたこと”の中で個別にのべ、これらを総合した考察をそのあとに添えることにする。

報告をまとめるにあつて、この研究の企画を承認し実行を援助された上司、前林業試験場長大政正隆博士、現場長斎藤美篤博士、造林部長坂口勝美博士、育種科長岩川盈夫技官、前九州支場長三井鼎三技官、現支場長片山佐又技官、前宮崎分場長外山三郎博士、九州林木育種場長菊地啓技官の各氏に対し、心からの感謝を捧げる。また、調査の実行にあつては、クモトオンスギの育成者武藤品雄氏、菊池営林署経営課長大庫美生技官、長崎県南高来郡国見町神代森林組合理事副島正義氏、同技師川原常之氏、長崎県林務課長木村晴吉氏、同県技師伊集院博司氏ほか職員諸氏、大分県林業課造林係長泥谷藤美技師ほか林務関係職員諸氏から多大なご援助、ご協力を賜つた。また、兵庫県林業試験場技師前田千秋氏は、貴重な母樹別造林地のあることを著者に通報され、同場当局の許可のもとにその現地調査を担当された。さらに、九州支場育種研究室員菊池秀夫技官、明石孝輝技官、津代篤男技官、梶野篤子技官には、測定に、とりまとめに、多大のご助力を賜つた。以上列記した各位に対し、厚くお礼申しあげたい。

2. し ら べ た こ と

(1) ミシヨウスギ集団の広い意味の遺伝力

i) 問題のありか

選抜によつてどれだけの効果が得られるかを知るために、ミシヨウスギ林が各種の量的形質においてどれだけの遺伝変動を含んでいるかを推定し、これを、全変動量、すなわち表現型変動量の中に占めるパーセントの形でとらえること、いいかえると、いわゆる遺伝力の推定をおこなうことが、この研究の目的である。

林木の集団が示す変動は、各個体が受けている遺伝と環境それぞれの条件の差によつてひきおこされ、変動の量を分散、すなわち標準偏差の自乗の形であらわせば、遺伝による変動量と環境による変動量とに加算的に分割することができる。遺伝変動はさらに、有効遺伝子の数による遺伝子変動もしくは相加的遺伝変動と、優劣性あるいは上位性にもとづくそれぞれの変動、あわせて非相加的遺伝変動とよばれる量とに区分され、環境変動もまた環境因子に比例的な変動と、遺伝子型と環境との相互作用による比例的でない変動とに区分されるのが普通である (LUSH 1949)。

選抜された個体がタネによつて増殖される場合には、遺伝力はいわゆる狭い意味のそれであつて、優劣

性や上位性による変動を除いた、いわゆる遺伝子変動によつて計算されねばならない。遺伝子変動の推定のためには、母樹別のタネによつて仕立てられた子供集団が絶対に必要である。しかしながら、スギのように、選抜個体がサンキによつて増殖されるものについては、各個体の遺伝子型はそのまま子供に伝えられるのだから、非相加的遺伝変動を除外する理由はなく、全遺伝変動による、いわゆる広い意味の遺伝力を知るだけでよい。すなわち、母樹別養成林分というような特殊な材料を必要としない。

これらふたつの遺伝力は、ともに表現型変動量の中における遺伝する変動量の割合としてあらわされるのであるが、現実の林分で毎木調査によつて得られる変動量、すなわちなまの表現型変動量は、林分ごとにいちじるしく異なつた値をあたえ、地形のいかに影響されるところが大きい。これは林分内における環境条件の変化がいちじるしく、しかもその変化の度合が個々の林分ごとに異なつてゐることによるもので、このトラブルは、測定林分をごくせまい区域ごとに群別して分散分析をおこない、群間差を除外することによつて容易に排除することができる。すなわち、この処置によつて、環境条件のマクロな変動を除き、ほぼ同一と考えられる立地条件のもとでの変動量、いいかえれば、なまの表現型変動量からつたしのマクロな環境変動をのぞいた、正味の表現型変動量が求められる。このような処置によつてもなお除外しきれない環境変動の量は、十分にせまい地域を群別の単位として選べば、どの林分においてもほぼ一定の範囲にあると考えてさしつかえあるまい。すなわち、遺伝変動を含まないことがあきらかな集団を用いてその正味の変動量を求めれば、これはすなわち除外しきれない環境変動の推定値そのものであり、これを他の集団の正味の表現型変動量から引き去ることによつて、その集団の持つ全遺伝変動量を推定することができる。

著者は前回の報告(1957)で、上のような考え方により、ミシヨウスギとサシスギ品種との変動量の比較によつて、ミシヨウスギの遺伝変動の大きさを求めた。しかし、この報告には、いくつかの欠陥があきらかであつた。すなわち、環境変動の推定にまだ遺伝変動を含んでいる集団を用いたこと、ミシヨウ集団の標本の中に、すでに選ばれてゐた精英樹を1本ふくませたこと、これらは互いに相殺する方向ではあるが推定値にかたよりをもたらし原因であり、ミシヨウスギ、サシスギ各1林分の比較にすぎないことは、かなり大きな抽出誤差をともなつてゐる危険性をふくんでいる。

上のような危険への対策はきわめて簡単である。すなわち、比較の基礎に遺伝変動をふくまないクローンを用いること、ミシヨウ、クローンともなるべく多くの林分をとつて、抽出変動を小さくすること、標本を無作為にとることが、その対策のすべてである。そこでわれわれは、前回の報告をおこなつたのち、環境変動の推定資料として、クローンであるクモトオシの5コ林分をとり、また、許される限り多くのミシヨウスギ林分について測定値を求める努力をはらつてきた。

遺伝変動あるいは遺伝力の大きさは、本来集団ごとにそれぞれ特定の値を持つものであつて、ある林分の値を知り得たとしても、ただちにそれを他の林分にも適用できるというものではない。しかしながら、ある地域を限つて考えるとき、同様な方法によつて繁殖される同一樹種の林分は、それらが含んでいる遺伝変動についてひとつの大きな母集団を形成するものと考えられ、個々の林分におけるその推定値は当然抽出誤差をともなうが、十分に大きな標本、すなわち十分多数の林分を用いさえすれば、それによつて母集団における変動を偏りなく推定することができるはずである。この母集団は、場合によつては、より小さい部分集団の集まりであるかもしれず、もしそうであれば、標本のとり方を公平に部分集団にわりつけるようにしなければならないのは当然である。

この研究の目標としては、日本のスギ全体を対象母集団としたいのはやまやまでであるが、著者の勤務の関係上、九州地域以外に資料を求めることがきわめて困難であつたので、遺伝力の推定は、わずかに北九州地方に植栽されているミシヨウスギについてのみおこなわれた。したがつて、ここに得られた結果をただちにミシヨウスギ一般にあてはめるのは、あきらかにあやまりである。しかしながら、他地方においても、ここに用いたと同一の方法により正味の変動量を求めさえすれば、ただちにその地方に対する結論を引き出すことができるので、いたづらに全国をカバーするデータの収集を待つよりは、現在の段階で公表する方が得策であろうと考える。

この研究で、環境変動の推定に用いられた材料が、わずかにクモトオシ1クローンのみといふのは、あきらかに不足である。しかしわれわれは、あきらかなクローンであつて利用しうるものをほかに持たなかつたために、不備を知りながらこれに満足しなければならなかつた。

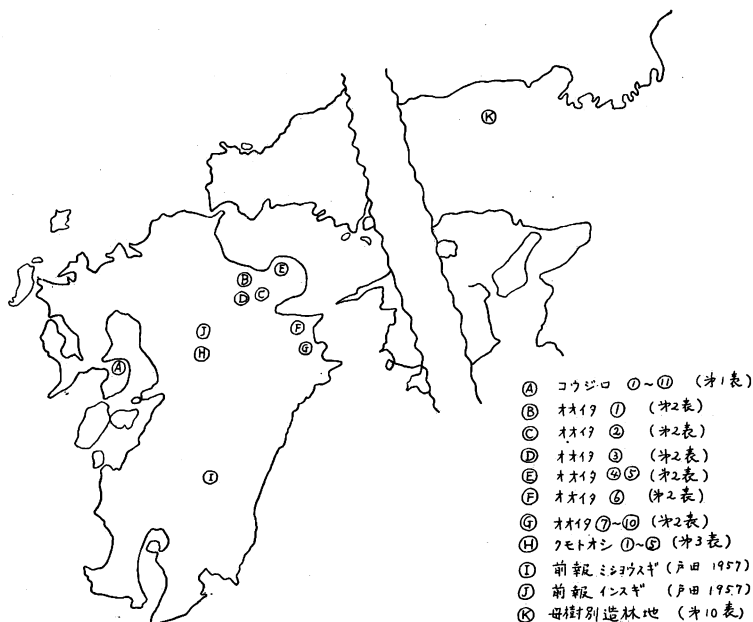
ミシヨウスギの調査林分の選び方にも、またその他の点にも、若干の問題が残っているが、これらの点については材料の項目で問題としたい。

なお、調査の対象とした形質は、おおむね前の報告(戸田 1957)にしたがつてさだめたが、調査の功程をあげるために、木にのぼらねば測れない項目は省略した。すなわち、樹高、ミキの太さ、ミキの細り、カワの厚さ、クローネのひろがりだけが今回の調査の対象となつた。

ii) 材料と方法

標本とする林分の選びかたは、本来ならば、苗木の供給源を等しくする部分集団のそれぞれから、按分的に、しかもランダムに選ぶのが理想的であり、それが不可能としても、地域的にミシヨウスギの造林量に応じて按分的にランダムに選ぶのがよい。この方法は、面倒ではあつても実行可能なものであるが、この研究においては、他に理由もあつて、上のような方法によらなかつた。

すなわち、さきにおこなつたふたつの調査において、用いられたふたつのミシヨウスギ林の変動係数が



第1図 調査林分の所在

いちじるしくいちがい、林分の成長にともな
つて変動量がどう変化するかを知る必要が認め
られていた(戸田 1959)。これをしらべるに
は、遺伝的内容のほぼ等しい老幼各段階の林分
を比較すればよいので、この目的にかなうもの
として、長崎県南高来郡国見町神代(こうじ
ろ)の、鍋島家所有山林から 11 林分が選ば
れ、1958 年 11 月に調査がおこなわれた(以
下これをコウジロのスギとよぶ)(第 1 図、第
1 表)。

第 1 表 コウジロのスギ調査林分
長崎県南高来郡国見町神代、鍋島保孝氏所有林内
(第 1 図参照)

林 分	林 小 班	植 栽 齢 年	備 考
①	5そ	30	母樹林
②	6ぬ	20	
③	7ほ	49	
④	6わ	17	
⑤	5よ	31	
⑥	5を	18	母樹林
⑦	5に	8	
⑧	4は	11	
⑨	2な	29	
⑩	2を	58	
⑪	2に	45	

管理者の談話によれば、この山林では、スギ
の最も老齢の 2 コ林分、すなわち第 1 表に示した林分③および⑩は、むかし吉野地方から導入された苗で
造林され、その他の若い林分は、この 2 林分から採種され、隣村の苗木業者によつて養成された苗木によ
るものようである。その苗木業者にたずねても、タネは上の両林分から例年採つていた旨の明確な証言
が得られた。したがつて、これから判断すれば、この山林のスギは全体としてひとつのファミリーを構
成しており、抽出された標本によつて得られた知識は鍋島家所有山林のミシヨウスギ全般に適用されるば
かりでなく、上記の苗木業者の生産した苗によつて造林された林分のすべてにも適用できる。さらにこの
ふたつの老齢林分は現在採種林に指定され、県による直営採種がおこなわれているので、今後の長崎県内
造林地のかなりの部分にも適用してさしつかえないであろう。ただし、それ以外の由来にかかる林分につ
いては、コウジロのスギの調査だけでは、何とも判断を下すことができない。

1959 年 12 月には、知りうる限りではたしかにコウジロのスギと異なる由来を持つ材料として、大分県
内各地のミシヨウスギ林 10 林分の調査をおこなつた(以下これらをオオイタのスギとよぶ)(第 1 図、
第 2 表)。

第 2 表 オオイタのスギ調査林分
大分県下各地 (第 1 図参照)

オオイタのスギの苗木生産地は、明
らかにコウジロのスギとことなるばか
りでなく、オオイタのスギの互いの間
においても、地域がちがうごとにちが
つていた。すなわち コウジロのスギ
は、ほぼ単一部分集団に属しているの
に、オオイタのスギは、いくつかの部
分集団からのよせあつめ標本であると
いえる。

もしも、北九州地方一帯のミシヨウ

林分	所 在	植栽齢 年	苗木産地
①	四日市町大字山口字立花	32	下毛郡本耶馬溪村
②	宇佐郡安心院町大字五郎丸	約 20	下毛郡本耶馬溪村
③	宇佐郡院内村大字田所	約 40	下毛郡本耶馬溪村
④	豊後高田市大字一畑字水ヶ迫	11	地元生産
⑤	西国東郡香々地町大字夷字城成	約 46	地元生産
⑥	鶴崎市大字宮河内大轟	21	不明
⑦	臼杵市大字大内ヶ迫	34	自家生産
⑧	臼杵市大字中尾字光明岳	約 50	地元生産
⑨	臼杵市大字中尾字大坪	33~34	地元生産
⑩	臼杵市大字深田字小松川	22	地元生産

スギ母集団が、その変動量で、母集団を構成する個々の部分集団ごとにかかなり大きくいちがいを示すも
のであるとするならば、このような選び方で出てきたコウジロのスギとオオイタのスギとでは、その変動
量の平均値にかなりの差があつてもよく、また、個々の林分ごとの変動量のバラツキがオオイタの方に大
きくあらわれることが期待される。

調査の結果は上の期待に反し、オオイタのスギの分散推定値の平均は、後に示すようにほぼコウジロのスギのそれと一致し、そのバラツキはむしろコウジロのそれより小さくあらわれた(第4図)。すなわち、上にのべた仮定が完全に否定されたわけではないが、それでもなお、かなりの信念をもつて、部分集団間にはあまり大きな変動量のバラツキはなく、変動量を問題にする限り、サンプリングにあたつて部分集団のワクをほとんど考えなくともよいと主張することができよう。

もとより、上のような主張には論理的な厳密さが欠けている。正しくはこのような速断ははなはだ危険であつて、なお標本数をふやすことに努力せねばならないのであるが、これに要する労力と経費と時間とを考えに入れると、あやまちをおかす危険はあつても、これまでに得られたコウジロとオオイタだけで北九州のミシヨウスギのランダムサンプルとみなし、これによつて一応の結論を求め、今後の努力を別の目標に向けるのが適当であろうと考える。

調査林分の個々においては、前回報告(戸田 1957)のインスギ林分においてと同様に、林内の任意の5カ所にそれぞれ最も近い7本を各1群とした計35本が選ばれ、測定された。点のとり方はできる限り無作為としたが、あきらかに大きな立地差を群内にふくむようなとり方は避けた。

マクロな立地差による、つけたしの変動量は、林分ごとに分散分析によつて上の群別の群間分散として除かれ、正味の分散が求められた。ミキの細りなど、ミキの太さに関連して変わる形質では、共分散分析によつてマクロな環境差とミキの太さの変化に応ずる回帰の影響とともに除いたものが、正味の分散としてあつかわれた。これら分散分析あるいは共分散分析にあたつて、群間の差が統計的に有意であればこれを除き、また群間差が著しく小さくて、群内平均平方がかえつて全体の平均平方より大きくなる場合には、群間差を除かないままの分散がそのまま正味の分散となることは当然であるが、その中間の場合にどうすべきかは問題である。単一林分であるならばこのような場合、すなわち、群間平均平方が群内平均平方より大きくはあるが、分散比が有意となるほど大きくない場合には、群間差はないものとして両者をコミにした全体の平均平方が用いられるべきである。しかし、今回のように数多くの林分が同時に調査されているときには、また別の考え方も可能であつて、これら多くの林分をコミにして自由度を大きくした場合に、全体として分散比が有意となるかどうか、また、個々の林分のうち有意と判定されるものの頻度が、分散比から推定される出現頻度に合っているか、それよりはるかに多いか、によつて、全体として群間差が有意であるのか、そうでないのかが判定できる。計算の結果は、今回われわれのとりあつた形質では群間差はいずれも有意であり、したがつて、これを除くことによつて平均平方が小さくなる限りいつでも、除いた残りの群内平均平方を正味の表現型分散の推定値としてとりあげることにした。

以上のようにして求めた個々の標本林分の正味の表現型分散の推定値から、母集団全体に対する推定値を求めねばならないが、この際単純に平均値を求めるというわけにはいかない。上記のとおり、林分ごとの分散の推定にあたつては分散分析がおこなわれ、その前提として、各群の分散には差がないという仮定がおかれているが、実際には、分散は平均値の大小に応じて変化するものである。同一林分においては、その変化の幅が小さいので、一応“分散には差がない”とすることが許されても、幼齡林から老齡林までをふくむ“北九州のミシヨウスギ”というような母集団においては、母分散の推定は、林分の分散の林分平均値に対する回帰の形でおこなわれなければならない。

分散の大きさが平均値に従つて変化するしかたには、分散が平均値に比例する場合もあれば、その平方根、すなわち標準偏差が比例する場合もある。これらは、平均値を横軸に、分散または標準偏差を縦軸に

とつてグラフを描いてみれば、どちらが直線性を満足しているかで判別がつくが、中にはどちらとも判断できないものがすくなくない。そこで、このような場合をはじめ、一見どちらかに判断されるものについても、標準偏差が平均値の b 乗に比例するよう、 b と比例常数とのふたつのパラメーターを最小自乗法によつて定めることにした。ただし、互いに比較する都合があるので、 b はミシヨウスギとクモトオシの両者に共通にさだめ、比例常数のみを個別に求めた。

これら両集団における b がはたして共通の値をとるかどうかにについては、現在のところ保証は与えられておらず、後に第3, 5, 7, 11 図等示すように、やや異なつた値を示すのではないかという懸念もないわけではない。しかしながら、今回のデータから両集団のそれぞれについて個別に計算された b の値は、検定の結果、各形質とも集団による有意差を示さなかつたので、共通の b を定めるという今回の処置も一応は許されるものといえよう。もちろん、 b が本当に共通であるかどうかについては、今後さらに検討することが必要である。

環境分散の推定に用いたクローン、クモトオシは新しい品種であるためにまだその植栽林が少なく、残念ながら十分な数の標本が得られなかつた(第1図, 第3表)。九州地方には他に適当なクローンもなく、不十分ながらこれだけの資料で一応の推定をおこなわねばならないが、将来他のクローンの調査によつて補正がおこなわれることを期待したい。

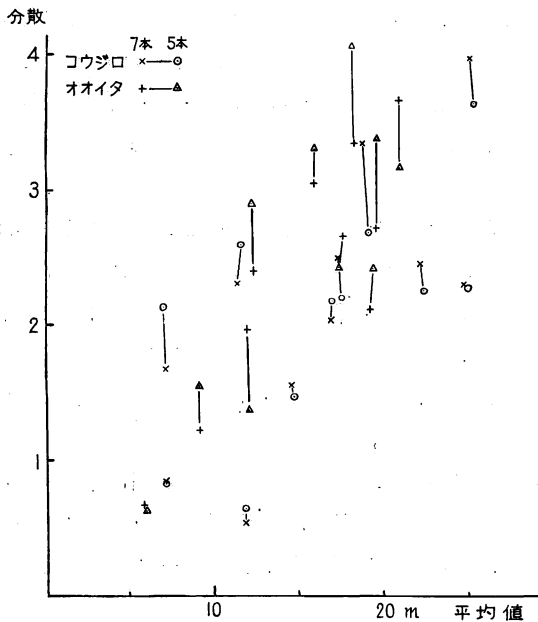
第3表 クモトオシの調査林分
熊本県菊池市 (第1図参照)

林 分	所 在	植栽齢 年	備 考
①	菊池市大字原字永山	29	最も古い林分、サシキ第2代
②	菊池市大字原字永山 (道下)	19	階段畑あと
③	菊池市大字原字蜂の巣 (念仏橋ぎわ)	14(?)	サンホ採取のあとが著しい
④	深葉国有林3林班ろ小班	10	列状植栽
⑤	菊池市大字原字香賀鶴	5	階段畑あと

クモトオシの調査について問題になるもうひとつの点は、各林分を群別した各群の本数が、ミシヨウスギの場合より少なくなつてきていることである。これには理由がないわけではなく、林分①では、この林分が非常に小さかつたので、そのほとんどすべての個体を利用しようとした関係上、地形的にみてなるべく立地条件の等しい群に区分したこと——結果的には、群間には樹高では差がみとめられず、全体がひとまとめにされたのだが——、また林分④では、斜面に沿つた列状植栽であるために、同一本数をとつた場合には群内立地差が大きくなりすぎはしないかと考えたこと、林分②, ⑤では、いちじるしい階段畑あとの植栽であつたため、これも立地条件の著しい変化を含ませないためには群内本数を多くできなかつたこと、などが原因である。林分③では、特に理由はなかつたが、他の林分の群内本数を少なくしてしまつたため、これらにひきずられて何となく少数にしてしまつたものである。

このように、群内の本数が少ないということは、その占める地域がせまいということであつて、当然、その中にふくまれる立地差も小さいであろうと思われ、公正な比較の基礎にできないのではないかと、という心配が大きい。すなわち、環境変動が過小に推定され、したがつて遺伝変動の推定を過大にするのではないかとおそれられる。

この点を懸念したので、実はミシヨウスギの測定をおこなうにあつて、各群7本の内、中心点から最



第2図 マクロな環境差を除くための群別において、1群7本のときと5本のときとの群内変動量の比較
コウジロでは5本の場合分散が小さくなるものが多いがオオイタではその逆が多く、全体として定まった影響は見られない。

も遠い2本の測定値がどれであるかわかるようにしておいて、この2本を含めた場合と除いた場合に分散がどのような影響を受けるかを、樹高について検討してみた。その結果は第2図に示すとおり、分散が大きくなるもの、小さくなるもの両方があらわれ、5本の場合と7本の場合で分散に差があるという結果はでなかった。さらに、クモトオシの林分①では、かなり傾斜が急で立地差がありそうな林地であるにもかかわらず、樹高の群間分散は非常に小さく、測定された24本全部から求めた分散がそのまま正味の分散としてとりあつかわれているほどであるから、クモトオシの群内本数が少ないからといって、そのために著しく大きな誤差を生むことはないと考えられる。すなわち、クモトオシのこれらの標本によつて推定される環境分散を使用して

も、そのために結果がいちじるしくそこなわれることはないであろう。

個々の形質の測定法その他については、あらためてのべることにしたい。

iii) 測定および計算の結果

A) 樹高：樹高の測定には、測竿、松岡産業 KK 製の M 式測高器、および、Blume-Leiss 式測高器を使用し、0.1 m 単位に読みとつた。

測竿は金属製の円筒で、写真機の三脚のように入れ子になつており、9 m までひきのばすことができる。その先端に布製巻尺の端をむすびつけ、ハンゴのたすけを借りて 12~3 m までの高さの木の測定に用いた。それより大きな木の林分では測高器を用いたが、コウジロでは主として M 式測高器を、クモトオシおよびオオイタでは主として Blume-Leiss 式を用いた。

測定値をそのままかかげるのは、わずらわしくもあり意味もすくないので、林分ごとの分散分析の総括を第4表に示す。

ほとんどすべての林分で、群間の差は有意あるいは著しく有意であつて、有意と判定されなかつた林分の間でも、クモトオシ①以外はすべて群内平均平方のほうが全体の平均平方より小さくなつていいる。まえにのべたところにしたがつて、群内と全体の平均平方の内、小さいほうを正味の分散としてとりあげる。

第4表の結果にしたがつて、各林分の平均値を横軸にとり、分散(左)あるいは標準偏差(右)を縦軸にとつてえがいたのが第3図である。第3図を検討すれば、平均値に比例するのは標準偏差でなく、むしろ分散の方であることはあきらかであるが、前にのべたように、この関係式を計算により推定してみる。

林分ごとの平均値を $\bar{x}$ 、標準偏差を s として、一般に、

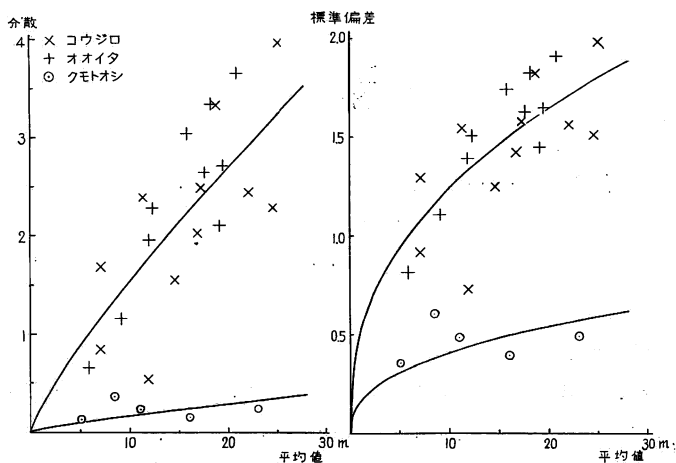
$$\hat{s} = a \bar{x}^b$$

第4表 樹高の分散分析結果の総括表
(群間環境差を除くためのもの)

林分	平均値	平均平方 (自由度)			分散比 の 有意性
		全	体	群 間 群 内	
コウジロのスギ					
①	18.78	5.0162(34)	17.7025(4)	3.3246(30)	**
②	14.59	1.8176(34)	3.8250(4)	1.5500(30)	△
③	24.65	4.2038(34)	18.6050(4)	2.2837(30)	**
④	11.37	2.4041(34)	2.4700(4)	2.3953(30)	△
⑤	17.27	3.9524(34)	14.9275(4)	2.4890(30)	**
⑥	11.81	0.8947(34)	3.6175(4)	0.5317(30)	**
⑦	7.13	1.5918(34)	7.1250(4)	0.8420(30)	**
⑧	7.09	2.4582(34)	8.3275(4)	1.6757(30)	**
⑨	16.83	3.2747(34)	12.6425(4)	2.0257(30)	**
⑩	25.07	4.9850(34)	12.6975(4)	3.9567(30)	*
⑪	22.10	5.0950(34)	24.9950(4)	2.4417(30)	**
オオイタのスギ					
①	15.81	6.5165(34)	32.5525(4)	3.0450(30)	**
②	9.17	2.4453(34)	11.6175(4)	1.2223(30)	**
③	19.17	2.2485(34)	3.3475(4)	2.1020(30)	**
④	5.94	0.8888(34)	2.5650(4)	0.6653(30)	*
⑤	19.50	2.7997(34)	3.4525(4)	2.7127(30)	△
⑥	12.34	3.8269(13)	21.1300(1)	2.3850(12)	*
⑦	18.25	4.3591(34)	12.0625(4)	3.3320(30)	*
⑧	20.91	3.7041(34)	4.1250(4)	3.6480(30)	*
⑨	17.57	3.2794(34)	8.0050(4)	2.6493(30)	*
⑩	11.94	3.5024(34)	15.0925(4)	1.9570(30)	**
クモトオン					
①	23.00	0.2422(23)	0.1183(6)	0.2859(17)	△
②	16.11	0.4435(23)	1.4820(5)	0.1550(18)	**
③	11.03	0.8312(24)	3.8050(4)	0.2365(20)	**
④	8.50	0.4619(31)	0.7900(7)	0.3662(24)	△
⑤	5.12	0.2300(29)	0.7260(5)	0.1267(24)	**

備考: ** 著しく有意, * 有意, △ 有意でない。

太字が正味の分散値。以下各総括表においても同様。



第3図 樹高の林分平均値と正味の変動量との関係

左右両図は縦軸の尺度を変えただけの同じもの。曲線はそれぞれ
ミシヨウスギ, クローンに対する回帰曲線 $\hat{s} = a\bar{x}^b$ をあらわす。

の関係があるものとする。ただし, a, b は, これから推定されるパラメーターであつて, $b=1$ であれば標準偏差が平均値に比例し, $b=0.5$ であれば分散が平均値に比例する。標準偏差が平均値にかかわりなく一定である場合には, $b=0$ となるはずである。

いま、 b は集団のいかなをとわず一定であつて、 a だけが集団ごとに異なるものとし、ミシヨウスギ、クモトオシのそれぞれを添字 1, 2 あるいは i, j で区別すれば、標本林分ごとの関係式、すなわち観測方程式は、

$$s_i = a_i \bar{x}_i^b \quad (i=1, 2, \dots, 21)$$

$$s_j = a_j \bar{x}_j^b \quad (j=1, 2, \dots, 5)$$

であらわされ、とりあつかいの便利のために両辺を対数化すれば、

$$\log s_i = \log a_i + b \log \bar{x}_i$$

$$\log s_j = \log a_j + b \log \bar{x}_j$$

となる。各観測方程式は、それぞれの s_i^2 または s_j^2 の自由度 (w_i, w_j) で重みづけられる。したがつて、パラメーターを求めるための正規方程式は、最小自乗法により次のように定められる。すなわち、

$$\log \bar{x} = X, \log s = Y$$

とおきかえると、

$$b = \frac{\left\{ \sum w_i X_i Y_i - \frac{1}{\sum w_i} (\sum w_i X_i) (\sum w_i Y_i) \right\} + \left\{ \sum w_j X_j Y_j - \frac{1}{\sum w_j} (\sum w_j X_j) (\sum w_j Y_j) \right\}}{\left\{ \sum w_i X_i^2 - \frac{1}{\sum w_i} (\sum w_i X_i)^2 \right\} + \left\{ \sum w_j X_j^2 - \frac{1}{\sum w_j} (\sum w_j X_j)^2 \right\}}$$

$$\log a_i = \frac{1}{\sum w_i} (\sum w_i Y_i - b \sum w_i X_i)$$

$$\log a_j = \frac{1}{\sum w_j} (\sum w_j Y_j - b \sum w_j X_j)$$

ただし、こうして定められる a_1, a_2 には、対数化のためのかたよりをともなうので、あまり適当ではない。そのため、面倒ではあるが b のみを上の式によつて求め、これを用いて $\bar{x}^b$ の数値を各林分について計算し、これと s の値とから、原点を通る直線回帰式を通常の方法によつて求めることとした。すなわち、各 a は、

$$a = \frac{\sum w(\bar{x}^b) \cdot s}{\sum w(\bar{x}^b)^2}$$

として定められる。

以上の計算によつて、各パラメーターの推定値は、

$$b = 0.403$$

$$a_1 = 0.491$$

$$a_2 = 0.162$$

であることがあきらかになつた。

すなわち、ミシヨウスギの樹高の表現型分散 V_P は、林分の平均樹高を H とするとき、

$$V_P = (0.491 H^{0.403})^2$$

であらわされ、これからクモトオシスギの分散

$$V_E = (0.162 H^{0.403})^2$$

を環境分散として引き去れば、残余はミシヨウスギの全遺伝分散 V_H の推定値となる。

したがつて、全遺伝分散が表現型分散の中に占める割合、すなわち広い意味の遺伝力 h^2_V は、

$$h^2_V = \frac{V_P - V_E}{V_P} = \frac{(0.491)^2 - (0.162)^2}{(0.491)^2} = 0.891$$

であることがわかる。

前回の報告では、ミシヨウスギ、サシスギ各1林分の値より遺伝力を求めたので、その信頼範囲を定めることができなかつたが、今回はそれぞれ多数林分の総合によつて求められているので、これらをランダムサンプルと仮定すれば、回帰からのパラッキが定められ、それによつて信頼範囲を定めることができる。

信頼範囲を定めるためには、回帰係数の標準偏差を定める必要がある。X を独立変数、Y を従属変数とすると、原点を通る直線回帰の回帰係数 b の標準偏差は、いわゆる修正の誤差、いいかえると、回帰直線からY軸方向に測つた偏差の平均平方を、Xの平方和で割つたもの、の平方根、すなわち、

$$s_b = \sqrt{\frac{(SY^2 - b^2 SX^2)/(N-1)}{SX^2}}$$

であらわされる。修正の誤差の自由度が $N-2$ でなく $N-1$ であるのは、一般の回帰の場合には平均値と回帰係数のそれぞれに各1の自由度がとられるのに反して、原点を通る場合には平均値をさだめる必要がなく、自由度はひとつだけしか減らないためである。

こうして得られる s_b に、自由度 $N-1$ の t を乗じたものが、回帰係数の信頼幅となる。

回帰係数そのものの算定にあつては、前にのべたように、各分散の自由度で重みをつけたが、この重みはこの場合相対的なもので、重みの総和は、いわゆるコミにした自由度を意味するものではない。信頼範囲の計算にあつては、各林分はひとつの平均値(独立変数)とひとつの標準偏差(従属変数)を与え、各1個の観測点としてあつかわれなければならない。

このようにして、計算の結果、回帰係数の 95% 信頼限界は、

ミシヨウスギ ($s_b = 0.0164$)

0.491 ± 0.035

クモトオン ($s_b = 0.0231$)

0.162 ± 0.064

であることがわかる。したがつて、遺伝力の信頼限界*は、

$$h^2_{max.} = \frac{(0.526)^2 - (0.098)^2}{(0.526)^2} = 0.965$$

$$h^2_{min.} = \frac{(0.456)^2 - (0.226)^2}{(0.456)^2} = 0.754$$

である。

なお、同様な方法により、コウジロのスギとオオイタのスギのそれぞれに対し、別々に回帰係数とその 95% 信頼範囲を定めれば、

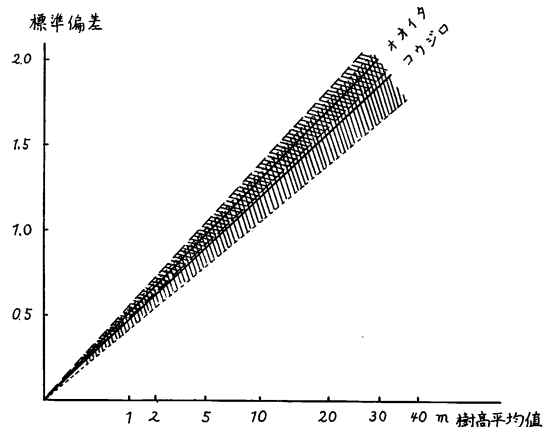
コウジロ ($s_b = 0.0259$)

0.473 ± 0.058

オオイタ ($s_b = 0.0157$)

0.514 ± 0.035

となり(第4図)、オオイタ群がコウジロ群



第4図 コウジロとオオイタのスギの樹高の変動
回帰を直線化するために、横軸は $x^{0.408}$ を尺度にとつた上で目盛つてある。両群それぞれ別個に回帰曲線を求め、95% 信頼限界をつけたもの。

* この場合、信頼限界を定める確率は 95% でなく、それよりかなり高い。以下の各形質についても同様である。

第5表 胸高周囲の分散分析結果の総括表
(群間環境差を除くためのもの)

林分	平均値	平均平方 (自由度)			分散比 の 有意性
		全	体	群 間	
コウジロのスギ					
	cm				
①	77.4	271.022(34)	470.633(4)	244.407(30)	△
②	65.9	140.041(34)	149.775(4)	138.743(30)	△
③	145.3	470.942(34)	2396.313(4)	214.160(30)	**
④	43.0	97.770(34)	73.388(4)	101.021(30)	△
⑤	76.7	193.859(34)	453.263(4)	159.271(30)	*
⑥	47.4	64.917(34)	75.310(4)	63.531(30)	△
⑦	25.7	50.134(34)	132.083(4)	39.207(30)	*
⑧	24.9	64.435(34)	160.965(4)	51.564(30)	*
⑨	67.2	197.520(34)	252.740(4)	190.157(30)	△
⑩	139.4	573.478(34)	555.560(4)	575.867(30)	△
⑪	93.3	306.755(34)	785.132(4)	242.971(30)	*
オオイタのスギ					
①	54.5	118.456(34)	270.090(4)	98.238(30)	*
②	40.4	94.667(34)	287.168(4)	69.000(30)	**
③	69.6	252.870(34)	39.965(4)	281.257(30)	△
④	23.1	21.692(34)	44.760(4)	18.617(30)	△
⑤	76.5	209.810(34)	75.345(4)	227.512(30)	△
⑥	48.7	106.331(13)	338.160(1)	87.262(12)	△
⑦	68.6	237.398(34)	456.260(4)	208.217(30)	△
⑧	80.1	319.482(34)	336.705(4)	317.186(30)	△
⑨	65.0	194.669(34)	159.133(4)	199.407(30)	△
⑩	47.9	150.468(34)	422.440(4)	114.205(30)	*
クモトオン					
①	97.1	82.130(23)	182.218(6)	46.805(17)	*
②	65.1	40.744(23)	117.624(5)	19.389(18)	**
③	41.8	12.086(24)	38.490(4)	6.805(20)	*
④	43.0	24.475(31)	48.776(7)	17.388(24)	*
⑤	20.1	10.913(29)	37.474(5)	5.379(24)	**

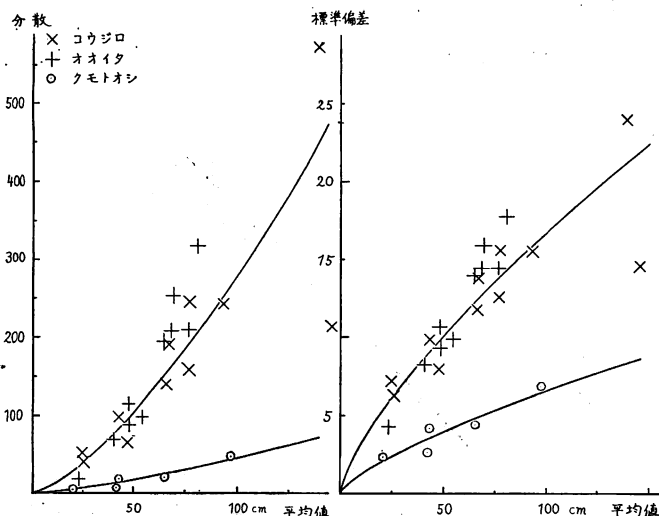
にくらべて異質の度がたかいとは全く
いえず、また、コウジロ群の信頼範囲
はその中にオオイタ群の係数をふくん
でいるほどであるから、両群をコミに
してあつかつた処置は不当ではなかつ
たといえる。
B) ミキの太さ：ミキの太さは、地
上 1.2 m の高さの周囲を測量用の布
製巻尺ではかり、0.5 cm 単位で読ん
だ。

林分ごとの分散分析の総括を第5表
に示す。

樹高の分析結果にくらべて、胸高周
囲では群間の差が有意でないものが多
く、特に、群間の差があまりに小さく
て群内平均平方の方が全体の平均平方
より大きくなるものもかなり見られ
る。しかしながら一方では、クモトオ
シスギで樹高の群間差がきわめて小さ

かつた林分①でも、胸高周囲の
群間差は有意と判定されてい
る。このようなことは、樹高よ
りも太さの方に正味の変動量が
大きいこと、また、太さの環境
変動の中には土地条件のみでな
く、隣接木との競合関係を反映
した要素が加わっていることを
示すものであろう。

第5表の結果にもとづいて、
平均胸高周囲を横軸に、分散あ
るいは標準偏差を縦軸にとつ
て、林分ごとにプロットすれ
ば、第5図が得られる。図を見
てあきらかなように、原点を通



第5図 ミキの太さ、胸高周囲長の林分平均値と正味の変動量との関係
要領は第3図に同じ。

る回帰曲線は、分散を縦軸としたときは上に凹、標準偏差をとつたときは上に凸となつて、ともに直線に
はならない。すなわち、樹高のときと同様に、標準偏差と平均値の関係式を、

$$\hat{s} = a\bar{x}^b$$

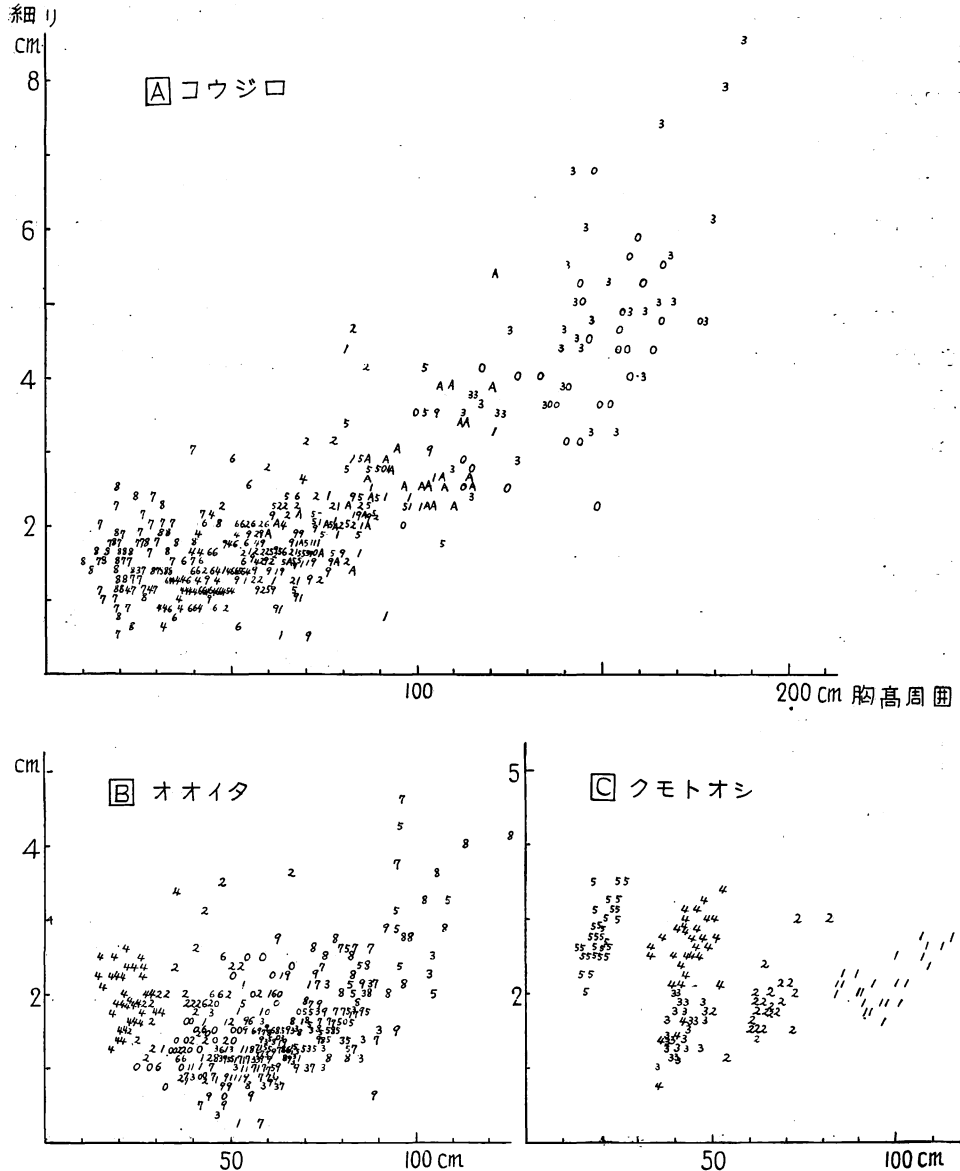
と書けば, b は 0.5 と 1 の中間の値をとることがわかる。

樹高の場合と同様にして, まず対数化した正規方程式を解いて,

$$b=0.718$$

が得られ, ついで計算された $\bar{x}^{0.718}$ に対する s の回帰係数として, ミシヨウスギ, クモトオシのおのおのに対して, 0.612, 0.242 が得られた。これらに対する回帰係数の標準偏差はそれぞれ 0.0349, 0.0157 であつて, 95% 信頼限界はそれぞれ ± 0.074 , ± 0.044 である。

すなわち, 広い意味の遺伝力の推定値は,



第6図 ミキの太さと細りとの相関図

図上の数字はその個体の属する林分番号であつて, Oは⑩, Aは⑪をあらわす。クモトオシにみられる傾向は, ミシヨウスギでも同様にみとめられる。

$$h^2_v = \frac{(0.612)^2 - (0.242)^2}{(0.612)^2} = 0.844$$

であり、その信頼限界は、

$$h^2_{max.} = \frac{(0.686)^2 - (0.198)^2}{(0.686)^2} = 0.917$$

$$h^2_{min.} = \frac{(0.538)^2 - (0.286)^2}{(0.538)^2} = 0.717$$

である。

C) ミキの細り：ミキの細りは、胸高周囲長と 3.2 m 高周囲長との差の 1/2, すなわち、胸高上ミキ長 1 m あたりの周囲長の減少量であらわされた。3.2 m 高周囲長の測定は、携帯用鉄製組立てハシゴを利用して、胸高周囲長の測定と全く同様におこなわれた。

前回の報告 (1957) に示したとおり、ミキの細りには、ミキの太さとの間の相関がみとめられる。この相関が、幼齢のものから老齢のものまで、各齢級を通じて共通に成立するものかどうかを見るために相関図を描いてみた (第6図)。ところがその結果、同図Cのクモトオシの例で特にあきらかにみとめられるように、相関関係は林分ごとに独立であつて、林分が異なれば別の回帰直線がひかれること、各林分の回帰直線は大体平行で、ミキの太さが増すにつれてしだいに高い位置を占めるが、林齢が著しく若い場合にはまた大きい値を示すことが知られた。以上のことは、ミシヨウスギの場合にも、かなり見にくいけれども同図A, Bをくわしく検討すれば、クモトオシ同様になりたつていことがわかる。以上のことがわかつたので、前報の場合と同様に、回帰の影響は各林分ごとに除くことにした。この際、すべての林分の回

第6表 細りの共分散分析結果の総括表
(ミキの太さの影響と群間環境差を除くためのもの)

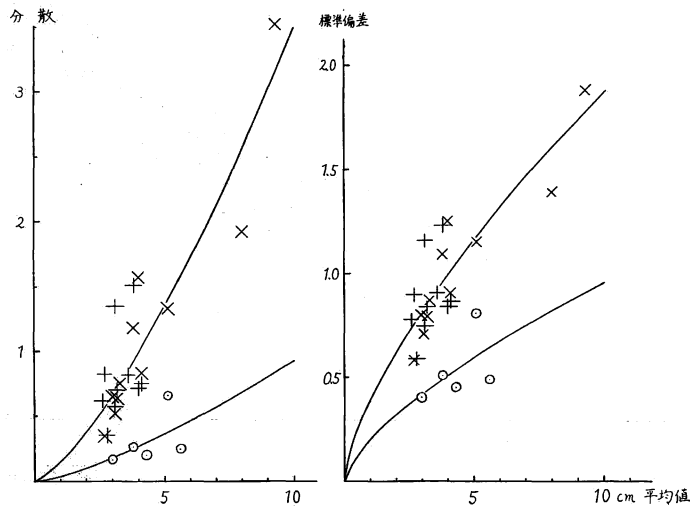
林分	平均値	回帰よりの偏差の平均平方 (自由度)			分散比 の 有意性
		全	体	群 間 群 内	
コウジロのスギ					
	cm				
①	3.8	1.373(33)	2.759(4)	1.182(29)	△
②	4.0	1.841(33)	3.831(4)	1.566(29)	△
③	9.3	3.784(33)	5.675(4)	3.523(29)	△
④	2.7	0.341(33)	0.271(4)	0.351(29)	△
⑤	4.1	1.006(33)	2.254(4)	0.834(29)	*
⑥	3.0	0.694(33)	1.088(4)	0.640(29)	△
⑦	3.2	0.864(33)	2.586(4)	0.627(29)	*
⑧	3.1	0.611(33)	1.358(4)	0.508(29)	△
⑨	3.3	0.751(33)	0.334(4)	0.808(29)	△
⑩	8.0	2.835(33)	9.469(4)	1.920(29)	**
⑪	5.1	1.357(33)	1.561(4)	1.329(29)	△
オオイタのスギ					
①	2.6	0.649(33)	0.894(4)	0.615(29)	△
②	3.8	1.841(33)	4.215(4)	1.514(29)	*
③	2.8	0.400(33)	0.768(4)	0.350(29)	△
④	4.0	0.739(33)	0.942(4)	0.711(29)	△
⑤	3.6	0.996(33)	2.267(4)	0.820(29)	*
⑥	3.2	0.750(12)	1.255(1)	0.704(11)	△
⑦	3.1	1.347(33)	0.909(4)	1.408(29)	△
⑧	4.1	0.752(33)	0.740(4)	0.753(29)	△
⑨	2.7	0.817(33)	0.520(4)	0.858(29)	△
⑩	3.1	0.594(33)	0.777(4)	0.569(29)	△
クモトオシ					
①	4.3	0.269(22)	0.440(6)	0.204(16)	△
②	3.8	0.437(22)	0.102(5)	0.265(17)	*
③	3.0	0.322(23)	1.109(4)	0.156(19)	**
④	5.1	1.002(30)	2.138(7)	0.659(23)	*
⑤	5.6	0.342(28)	0.818(5)	0.239(23)	*

帰係数を共通に定めること、すなわち、すべての回帰直線を平行に設定することも考えられ、あるいはその方が正しいのかもしれないが、計算の都合上その方法にはよらなかつた。

前報では、群間の差は細りには見いだされなかつた。しかし、この1林分の結果だけではまだ群間差がないと断言できず、さらに多数の林分について検討してみなければならない。そこで、各林分ごとに、共分散分析により、平均回帰すなわち群別を考えない場合の回帰からの偏差の平均平方(全体)を、群ごとの回帰からの偏差の平均平方(群内)と、群ごとの回帰の間の差による平均平方(群間)とに分割し、群間と群内の分散比によつて有意性を判定した。これらの結果は第6表に総括される。

共分散分析の結果を見ると、多くの調査林分で、群間の差は有意とならなかったが、有意と判定された林分数は、偶然として期待されるよりもはるかに多く、また、林分をコミにしての検定によつても、群間差は実際にあるものと考えられるので、群内、全体の両平均平方のうち、小さい方をとりあげることにする。すなわち、これが、場所の差と回帰の影響を共に除いた正味の分散にあたるものである。

ただしこの場合に、群間の差が有意であると判定される林分は、樹高やミキの太さの場合とは非常にいちがつており、細りにみとめられる場所の差が、いわゆる立地条件、すなわち土地の生産力の差を意味するものでなく、むしろ隣接木の相互間におこる干渉のあらわれ方によつて定まるのではないかと考えられる。



第7図 細りの林分平均値と正味の変動量との関係
要領は第3図以下に同じ。

群間差の原因は何であれ、とにかくそれが認められるときはそれを除き、第6表に示したとおりに各林分の正味の分散の推定がおこなわれた。細りの林分平均を横軸にとり、分散あるいは標準偏差を縦軸にとつて図上に表示すれば、第7図が得られる。この場合にも、両図のどちらを直線と見るべきか、やや判断がつかかねる。前と同様にして平均値のベキ指数を求めたところ、

$$\hat{s} = a\bar{x}^{0.689}$$

であることがわかり、標準偏差 s の $\bar{x}^{0.689}$ に対する回帰係数を求めて、

ミシヨウスギに対しては、

$$\hat{s} = 0.382 \bar{x}^{0.689}$$

クモトオンに対しては、

$$\hat{s} = 0.196 \bar{x}^{0.689}$$

を得た。これらの回帰係数の標準偏差はそれぞれ 0.012, 0.023 となり、95% 信頼区間は、それぞれ ± 0.026 , ± 0.062 と判定される。

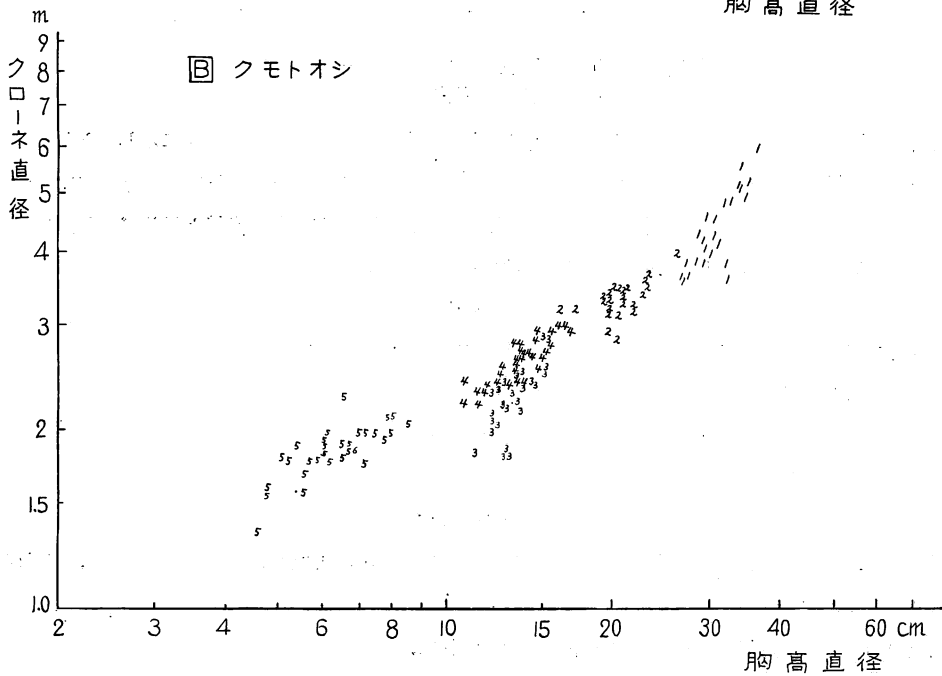
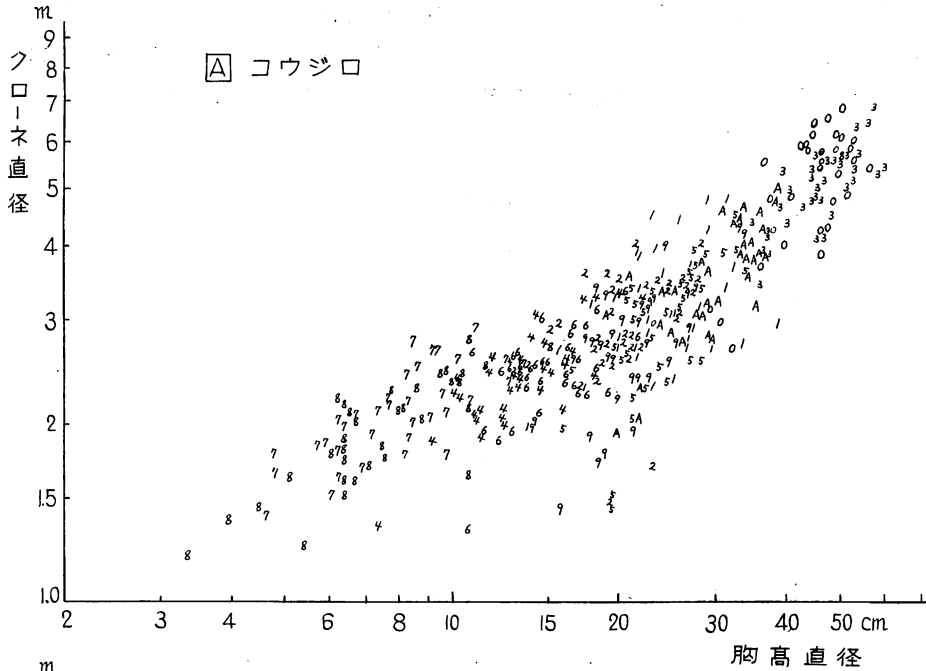
以上の結果から、遺伝力とその上限・下限を計算すれば、

$$h^2_p = \frac{(0.382)^2 - (0.196)^2}{(0.382)^2} = 0.737$$

$$h^2_{max.} = \frac{(0.408)^2 - (0.134)^2}{(0.408)^2} = 0.892$$

$$h^2_{min.} = \frac{(0.356)^2 - (0.258)^2}{(0.356)^2} = 0.475$$

という推定値が得られる。



第8図 クローネ直径とミキ直径との、両対数方眼紙の上での相関図
要領は第6図に同じ。

D) クローネ直径: クローネ直径の測定は次の要領でおこなわれた。すなわち、胸高位置のミキ中心から8方位線上にあたるクローネ周辺の投影点を牛方製のクローネ投影器を用いてさだめ、ミキ中心からの距離を布テープで測つて0.1 m 単位で読み、その合計を4で割つて直径の値とした。胸高位置のミキ中心はクローネ中心と一致しないのが普通であり、特に傾斜地ではくいちがいがある。したがって、上の測定法ではかなりのかたよがりが出ることを避けられない。しかしながら、林分の調査にあつて最も手間どるのがこのクローネの測定であり、これを最も迅速に実行するには上の方法が最も便利であつたので、あえてこの方法によつたわけである。

クローネ直径もミキの太さに応じて変化するので、ミキの細りの場合と同様にして解析されるわけであるが、従来われわれのところでは、クローネ直径の関係はずつと対数化してとりあつたつていたので、今回もその慣習にしたがつた。すなわち、8方位半径の総和の対数から4の対数をさしひいてクローネ直径の対数とし、胸高周囲の対数から π の対数を引いて胸高直径の対数として、計算に用いた。上記の対数化された尺度によつてクローネ直径と胸高直径との関係を、コウジロのスギとクモトオンだけについて図示すれば、第8図のとおりである。第8図をよくしらべると、各群ごとに全体としてわりあいきれいな直線関係になりたつこと、しかし、各林分は、全体を通じての回帰線上にならぶのではなく、それよりやや大きい回帰係数を持つた個別の回帰直線を形造るらしいことがみとめられた。また、クモトオン③と同④が、ほぼ等しい直径範囲にありながら、クローネ直径に差があるらしいことが注目される。このような観察から、クローネ直径の変動に対するミキ直径の影響を除くためには、全体の回帰ではなく、林分ごとの回帰

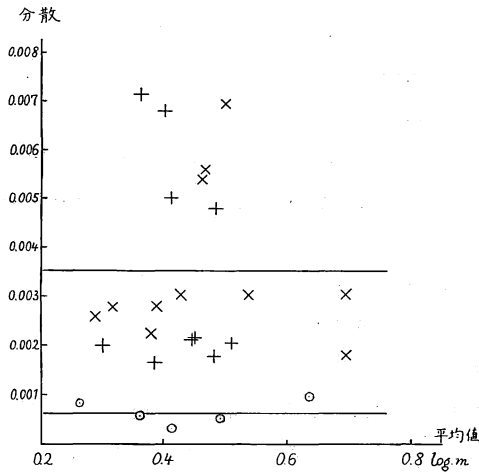
によるのがよいと考えられ、また、同一クローネ内にも差がみとめられるのだから、なんらかの意味の環境の影響があることはあきらかで、しかも、それが地域的にあらわれうるものと考えられる。このような考えから、林分ごとに共分散分析をおこない、回帰の影響、場所の影響を除いた正味の変動量を求めることとした。

共分散分析の結果は第7表に示すとおりであつて、群間の差が有意と判定された林分の数は、偶然として期待される数よりもはるかに多い。林分をコミにして得られる分散比も、有意な結果を与えた。したがつて、各林分の正味の分散値としては、回帰よりの偏差

の平均平方のうち、全体または群内のどちらか小さい方をとることができる。こうして得られた平均値と分散の値

第7表 クローネ直径の共分散分析総括表
(ミキの太さの影響と群間環境差を除くためのもの。対数値に変換の上計算)

林分	平均値	回帰よりの偏差の平均平方 (自由度)			分散比 の 有意性
		全	体 群 間	群 内	
コウジロのスギ					
	log·m				
①	0.499	0.00776(33)	0.01381(4)	0.00693(29)	△
②	0.467	0.00760(33)	0.02220(4)	0.00558(29)	*
③	0.695	0.00190(33)	0.00265(4)	0.00179(29)	△
④	0.381	0.00253(33)	0.00467(4)	0.00223(29)	△
⑤	0.462	0.00673(33)	0.01649(4)	0.00538(29)	*
⑥	0.388	0.00376(33)	0.01093(4)	0.00277(29)	*
⑦	0.317	0.00277(33)	0.00160(4)	0.00293(29)	△
⑧	0.289	0.00286(33)	0.00489(4)	0.00258(29)	△
⑨	0.428	0.00666(33)	0.03308(4)	0.00302(29)	**
⑩	0.694	0.00458(33)	0.01575(4)	0.00304(29)	**
⑪	0.538	0.00447(33)	0.01507(4)	0.00301(29)	**
オオイタのスギ					
①	0.402	0.00832(33)	0.01953(4)	0.00678(29)	*
②	0.387	0.00165(33)	0.00135(4)	0.00169(29)	△
③	0.412	0.00500(33)	0.00228(4)	0.00538(29)	△
④	0.303	0.00257(33)	0.00665(4)	0.00200(29)	*
⑤	0.363	0.00754(33)	0.01046(4)	0.00714(29)	△
⑥	0.484	0.00478(12)	0.00013(1)	0.00520(11)	△
⑦	0.446	0.00234(33)	0.00399(4)	0.00211(29)	△
⑧	0.510	0.00306(33)	0.01038(4)	0.00205(29)	**
⑨	0.483	0.00185(33)	0.00248(4)	0.00177(29)	△
⑩	0.451	0.00295(33)	0.00877(4)	0.00215(29)	**
クモトオン					
①	0.635	0.00134(22)	0.00230(6)	0.00098(16)	△
②	0.520	0.00059(22)	0.00084(5)	0.00052(17)	△
③	0.363	0.00152(23)	0.00603(4)	0.00057(19)	**
④	0.414	0.00041(30)	0.00071(7)	0.00032(23)	△
⑤	0.264	0.00090(28)	0.00124(5)	0.00083(23)	△



第 9 図 クローネ直径の対数の林分平均値とその正味の変動量との関係

符号は第 3 図以下に同じ。分散の大きさは平均値の大きさによらず、回帰線は水平となる。

と自由度 20, および 4 に対応する t の 5% 点との積が, 95% 信頼限界の幅をあたえることになる。こうして, ミシヨウスギ ± 0.00085 , クモトオシ ± 0.00032 の信頼区間が得られ, したがって, 遺伝力の限界は,

$$h^2_{max.} = \frac{0.00436 - 0.00031}{0.00436} = 0.929$$

$$h^2_{min.} = \frac{0.00366 - 0.00095}{0.00366} = 0.740$$

となる。

E) カワの厚さ: カワの厚さは, スエーデン製の打込み式樹皮計を用いて, 胸高位置で任意の 2 カ所を測定し, 平均した。クモトオシと, コウジロのスギの大部分では 1 mm を単位としてよみ, コウジロの林分 (7), (8) とオオイタのスギでは 0.5 mm を単位とした。

測定の結果を, オオイタのスギとクモトオシについて図に示せば, 第 10 図のとおりであつて, ミキの太さとの間にあきらかに相関がみとめられる。

林分ごとに, 群別にしたがって共分散分析をおこなつた結果は第 8 表に総括され, 群間の差は全体として有意である。したがって, 群内と全体のふたつの平均平方のうち, 小さい方を正味の分散としてさしつかへはない。

こうして求められた林分ごとの分散あるいは標準偏差を平均値に対してプロットすれば, 第 11 図のとおりになる。見るとおり, ミシヨウスギにおいては標準偏差が平均値に比例するように見える。前と同様にして, 両者の関係式を計算によつて求めれば,

ミシヨウスギに対しては,

$$\hat{s} = 0.169 \bar{x}^{0.979}$$

クモトオシに対しては,

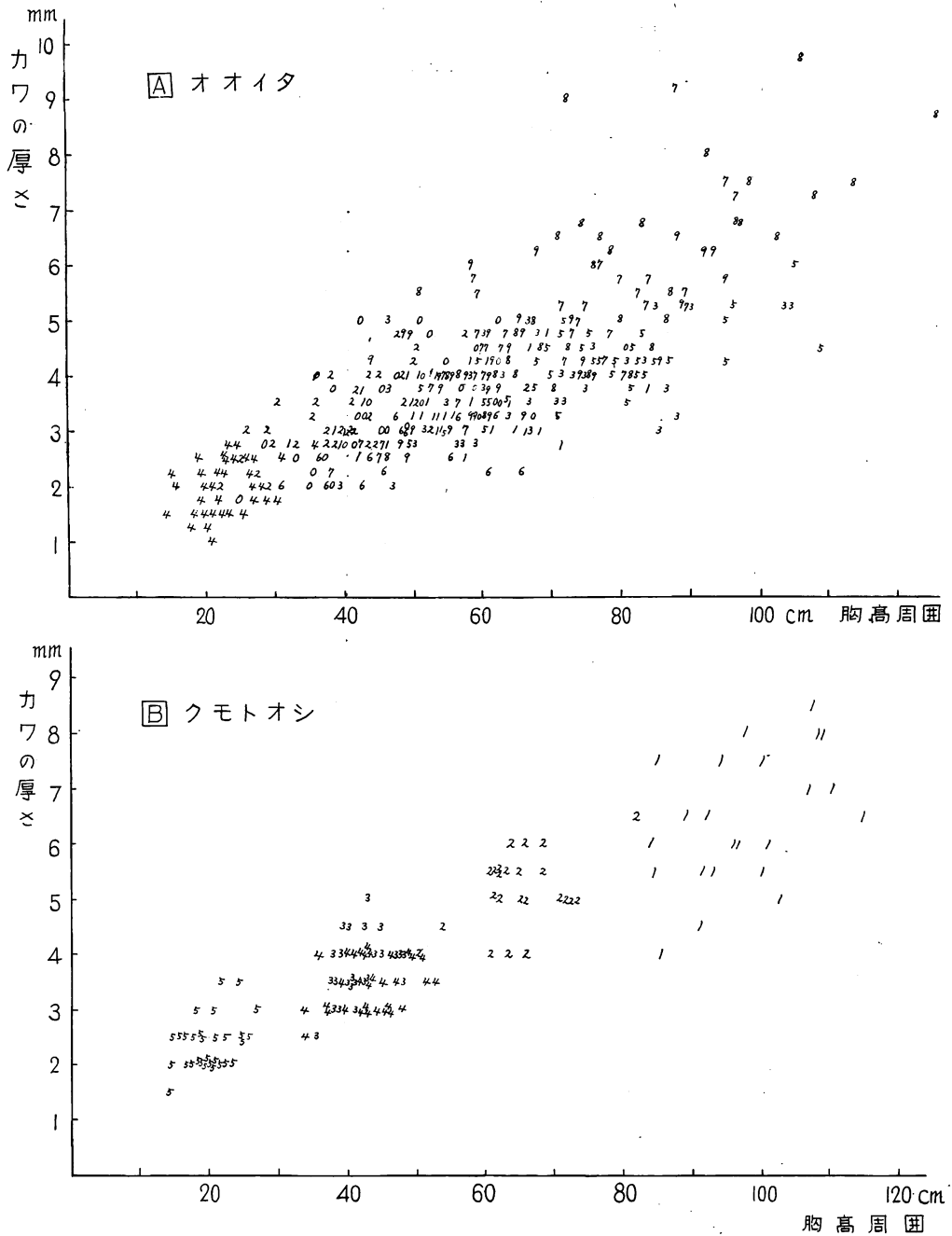
$$\hat{s} = 0.126 \bar{x}^{0.979}$$

は第 9 図に示すとおりであつて, 対数化したことにより容易に予想されたとおり, 分散は平均値に関係なく分布していることがわかる。すなわち, ミシヨウ, クローンそれぞれの変動量の代表値は, それぞれに属する各林分の正味の分散の重みつき平均, いわゆるコミにした分散として与えられ, それぞれ 0.00351 (自由度 604), 0.00063 (自由度 98) と算定される。したがって遺伝力は,

$$h^2_v = \frac{0.00351 - 0.00063}{0.00351} = 0.821$$

と推定される。

信頼区間の推定にあたつては, これまでの場合と同様に, 上記各林分の分散を各ひとつの測定値と考えて, 分散の平均値の標準偏差を求め, これ



第 10 図 カワの厚さとミキの太さとの相関図
要領は第 6 図に同じ。

第 8 表 カワの厚さの共分散分析総括表
(ミキの太さの影響と群間環境差を除くため)

林分	平均値	回帰よりの偏差の平均平方 (自由度)			分散比 の 有意性
		全 体	群 間	群 内	

コウジロのスギ

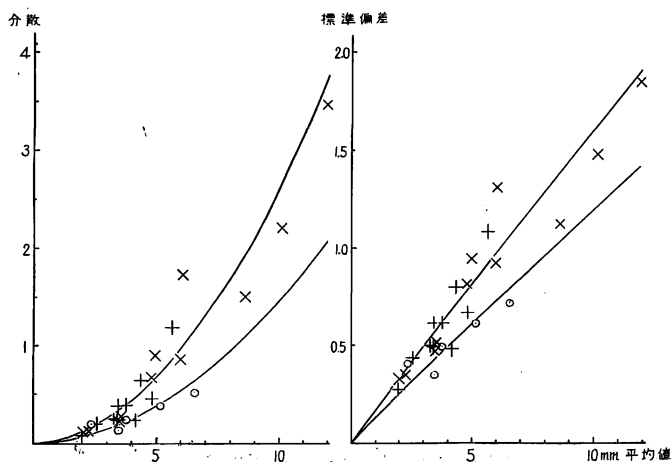
①	6.1	2.567(33)	8.675(4)	1.725(29)	**
②	4.8	0.671(33)	0.315(4)	0.720(29)	△
③	8.6	2.082(33)	6.285(4)	1.502(29)	**
④	3.5	0.358(33)	1.365(4)	0.220(29)	**
⑤	6.0	1.417(33)	5.475(4)	0.857(29)	**
⑥	3.5	0.284(33)	0.423(4)	0.264(29)	△
⑦	2.0	0.151(33)	0.489(4)	0.104(29)	**
⑧	2.3	0.122(33)	0.099(4)	0.125(29)	△
⑨	5.0	0.963(33)	1.458(4)	0.894(29)	△
⑩	11.9	3.804(33)	6.260(4)	3.465(29)	△
⑪	10.1	2.268(33)	4.378(4)	2.205(29)	△

オオイタのスギ

①	3.4	0.297(33)	0.710(4)	0.241(29)	*
②	3.3	0.273(33)	0.451(4)	0.248(29)	△
③	3.8	0.589(33)	2.090(4)	0.382(29)	**
④	2.0	0.210(33)	1.186(4)	0.075(29)	**
⑤	4.1	0.235(33)	0.201(4)	0.239(29)	△
⑥	2.6	0.214(13)	0.490(1)	0.189(11)	△
⑦	4.8	0.752(33)	2.926(4)	0.453(29)	**
⑧	5.7	1.181(33)	0.605(4)	1.260(29)	△
⑨	4.4	0.702(33)	1.099(4)	0.647(29)	△
⑩	3.5	0.491(33)	1.306(4)	0.379(29)	*

クモトオン

①	6.6	1.313(22)	2.935(7)	0.521(16)	**
②	5.1	0.380(22)	0.284(5)	0.408(17)	△
③	3.8	0.248(23)	0.035(4)	0.293(19)	△
④	3.5	0.130(23)	0.413(7)	0.130(23)	*
⑤	2.4	0.196(23)	0.180(5)	0.196(23)	△



第 11 図 カワの厚さの林分平均値とその正味の変動量との関係
要領は第 3 図以下に同じ。

が得られる。0.979 はほとんど 1 に近く、ほぼ標準偏差が平均値に比例するものと考えてさしつかえあるまい。

なお、これら回帰係数の標準偏差は、

$$\text{ミシヨウスギ } 0.00529$$

$$\text{クモトオン } 0.00928$$

であつて、95% 信頼区間は、

$$\text{ミシヨウスギ } \pm 0.011$$

$$\text{クモトオン } \pm 0.025$$

とさだめられる。したがつて、これらの数字から遺伝力の推定値、その上限、下限は次のとおりとかがえてよい。

$$h^2_r = \frac{(0.169)^2 - (0.126)^2}{(0.169)^2} = 0.444$$

$$h^2_{max.} = \frac{(0.180)^2 - (0.101)^2}{(0.180)^2} = 0.685$$

$$h^2_{min.} = \frac{(0.158)^2 - (0.151)^2}{(0.158)^2} = 0.087$$

F) 樹高とミキの太さの相関：樹高が高い木はミキも太いのが普通であつて、このふたつの形質の間にはいうまでもなく高い相関がある。ところがこの相関関係にも、遺伝による部分と、環境による部分とが、わけて考えられる。すなわち、個体の間に遺伝的な差のないクローン内にみられる相関は、共通の環

第 9 表 樹高と胸高周囲との共分散の群間および群内への配分総括表

林分	平均値		偏差の平均積 (自由度)			分散比の 有意性
	樹高	胸高周囲	全体	群間	群内	
コウジロのスギ						
	m	cm				
①	18.78	77.4	29.8956(34)	87.2650(4)	22.2463(30)	*
②	14.59	65.9	10.3306(34)	0.7575(4)	11.6070(30)	△
③	24.65	145.3	30.8215(34)	168.7075(4)	12.4367(30)	**
④	11.37	43.0	13.9706(34)	11.6475(4)	14.2803(30)	△
⑤	17.27	76.7	14.7094(34)	5.0700(4)	15.9947(30)	△
⑥	11.81	47.4	5.3544(34)	12.6650(4)	4.3797(30)	*
⑦	7.13	25.7	7.0406(34)	26.7125(4)	4.4177(30)	**
⑧	7.09	24.9	11.5082(34)	36.1000(4)	8.2293(30)	**
⑨	16.83	67.2	19.1897(34)	48.7950(4)	15.2423(30)	*]
⑩	25.07	139.4	37.1047(34)	36.3675(4)	37.2030(30)	△
⑪	22.10	93.3	33.4241(34)	135.0950(4)	19.8680(30)	**
オオイタのスギ						
①	15.81	54.5	22.4397(34)	83.7325(4)	14.2673(30)	**
②	9.17	40.4	12.6897(34)	55.4100(4)	6.9937(30)	**
③	19.17	69.6	13.1974(34)	-0.9800(4)	15.0877(30)	△
④	5.94	23.1	3.7941(34)	10.6525(4)	2.8797(30)	*
⑤	19.50	76.5	16.8088(34)	8.2575(4)	17.9490(30)	△
⑥	12.34	48.7	17.8338(13)	84.1500(1)	12.3075(12)	*
⑦	18.25	68.6	25.7832(34)	58.6200(4)	21.4050(30)	*
⑧	20.91	80.1	28.2962(34)	35.6525(4)	27.3153(30)	△
⑨	17.57	65.0	19.8185(34)	30.8100(4)	18.3530(30)	△
⑩	11.94	47.9	19.9171(34)	70.6875(4)	13.1477(30)	**
クモトオン						
①	23.00	97.1	1.5496(23)	3.5133(6)	0.8565(17)	**
②	16.11	65.1	2.0465(23)	5.8700(5)	0.9844(18)	**
③	11.03	41.8	1.5871(24)	4.7675(4)	0.9510(20)	**
④	8.50	43.0	2.4355(31)	6.1771(7)	2.2629(24)	*
⑤	5.12	20.1	1.3503(29)	4.7260(5)	0.6471(24)	**

境条件が両方の形質にともに働いて起こる相関、すなわち環境相関であり、ミシヨウ集団に見られる相関は、遺伝と環境の両方の原因がはたらいている表現型相関である。この両者から遺伝相関を求めるには、表現型共分散が、遺伝共分散と環境共分散との和であることを利用すればよい。

ミシヨウスギ、クモトオシの各林分について、樹高、胸高周囲それぞれの形質の偏差の積和を求め、分散分析で平方和を分割するのと全く同じ手続きにより、群間積和と群内積和とに分割する。これらの積和を各自由度で割った平均積は第 9 表に総括されているが、これらの内、群内平均積が群間平均積より大きくなるものでは、これらをコミにした全体の平均積を、その他の林分では群内平均積を、各林分の正味の共分散とする。

ミシヨウスギの共分散、すなわち表現型共分散から、クローンの共分散、すなわち環境共分散を引き去れば、残りはミシヨウスギの遺伝共分散である。しかし、共分散も各形質の分散と同様に、平均値の変化にともなつて変化するものであるから、この変化の関係を定めなければ、上記の引き算は実行できない。さらに相関係数を求める都合を考えて、この関係式を、

$$\hat{s}_{xy} = c \bar{x}^{0.403} \bar{y}^{0.718}$$

ただし、 s_{xy} は共分散、 $\bar{x}$, $\bar{y}$ は樹高および胸高周囲の平均値、 c はミシヨウおよび

クローンのそれぞれでさだまる常数

と定めることにする。第 12 図は、 $\bar{x}^{0.403} \bar{y}^{0.718}$ を横軸にとり、 s_{xy} を縦軸にとつて各林分の値を図示したものであるが、結果はよく直線性を満足して、関係式の指定が不都合でなかつたことを示している。

共分散と各形質の平均値との関係式を上のようにさだめた場合には、相関係数が、

$$r = \frac{s_{xy}}{s_x s_y}$$

であつて、樹高と胸高周囲の標準偏差は、それぞれ、

$$\hat{s}_x = a \bar{x}^{0.403}$$

$$\hat{s}_y = a' \bar{y}^{0.718}$$

であるから、

$$r = \frac{c \bar{x}^{0.403} \bar{y}^{0.718}}{a \bar{x}^{0.403} \times a' \bar{y}^{0.718}} = \frac{c}{aa'}$$

となつて、 r は常数で与えられる。

計算の結果、ミシヨウスギの共分散、すなわち表現型共分散は、

$$\hat{s}_{xy} = 0.232 \bar{x}^{0.403} \bar{y}^{0.718}$$

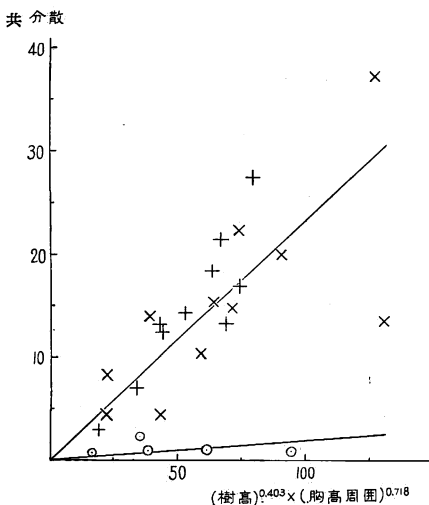
であり、クモトオシの共分散、すなわち環境共分散は、

$$\hat{s}_{xy} = 0.019 \bar{x}^{0.403} \bar{y}^{0.718}$$

であることが知られる。これらはいずれも、自由度の重みをつけて計算したものである。

これらふたつの共分散から、ミシヨウスギ集団の遺伝共分散は、

$$(0.232 - 0.019) \bar{x}^{0.403} \bar{y}^{0.718} = 0.213 \bar{x}^{0.403} \bar{y}^{0.718}$$



第 12 図

樹高とミキの太さそれぞれの平均値のべき積と、両形質の共分散との関係。べき指数はそれぞれの形質で標準偏差の回帰を直線にするように選んである。符号は第 3 図以下に同じ。

であることが知られる。

これらの各共分散を、それぞれ対応する標準偏差の積で割つて、

表現型相関

$$r_P = 0.232 / (0.491 \times 0.612) = 0.772$$

環境相関

$$r_E = 0.019 / (0.162 \times 0.242) = 0.485$$

遺伝相関

$$\begin{aligned} r_G &= 0.213 / \sqrt{\{(0.491)^2 - (0.162)^2\} \times \{(0.612)^2 - (0.242)^2\}} \\ &= 0.818 \end{aligned}$$

が得られる。

相関係数の信頼推定は通常 Z 変換によつておこなわれるが、この方法は両変数の正規分布を前提としているので、われわれの現在の問題には適用できない。すなわち、われわれはいま簡単に信頼推定をおこなう手段を持たないのであつて、単に上記の係数を求めるだけにとどめておくことにする。

(2) 母樹別養成林分によつて推定した狭い意味の遺伝力

i) 問題のありか

現在わが国で進められている育種事業では、スギの選出個体はサンキで増殖され、造林材料として用いられることになっている。したがつて、選出個体の遺伝子型は有性繁殖による組み替えを経ないで、そのまま次の代に伝えられるのだから、選抜効果の推定には、前にものべたとおり全遺伝変動の大きさを知れば足り、これを遺伝子変動と非相加的遺伝変動とに区分して考える必要はない。

しかしながら、同じスギでも、たとえば東北地方のスギのようにサンキの活着がかなり悪い集団があり、このようなものを対象にするときには、スギにおいてもあるいはツギキ採種園の方式をとらねばならぬかもしれない。そうすれば、採種園からとれるタネがどんな成績を示すかの予測には、全遺伝変動の知識は役に立たず、遺伝子変動のみの大きさ、その全変動内にしめる割合、すなわち、狭い意味の遺伝力を知る必要が起こってくる。

また、遺伝子変動の大きさを知ることは、これらの形質の遺伝のありさまをあきらかにし、よりよいものを計画的につくりだすための基礎知識のひとつとして、非常に重要なことである。植物の成長というような量的形質は、多数の、ひとつひとつではごく小さな作用しか示さない遺伝子の集合、すなわちポリジーン系の支配を受けているのが普通である。このポリジーン系の中の各遺伝子ひとつずつの作用が等値であると仮定したとき、各個体の遺伝子型に集積されている有効遺伝子の数で決定される変動が遺伝子変動であつて、この変動は有性繁殖にあたつて、加算的にはたらく。つまり、集団平均からそれぞれいくばくかの偏差を示す両親による子供の平均は、集団平均から、両親の偏差の平均だけの偏差を示すのである。

一方、全遺伝変動から遺伝子変動を除いた残りは、いわゆる非相加的遺伝変動であつて、同じ遺伝子座にある対立遺伝子間にはたらく相互作用によつてさだまる優劣性変動と、異なる遺伝子座にある遺伝子間の相互作用による上位性変動とに区分されるが、これら、特に優劣性変動が、複相遺伝子型ではじめて発現し、減数分裂によつて単相遺伝子型となるときに消滅することはあきらかであろう。すなわち、非相加的変動にもとづく個体の偏差はその個体1代限りのもので、その子供には伝えられず、子供の代には受精

と同時にまた新しく発現するものである。

もしも、遺伝子変動が非相加的遺伝変動に比較して大きければ、優良個体を選んで相互の交配をおこなう、という手段をくりかえすことによつて、優良遺伝子の密度を高め、集団の平均値をしだいに優良化してゆけるはずである。反対に、もしも非相加的遺伝変動の方が遺伝子変動よりも大きな働きをしているものならば、単なる優良個体の選抜はたいした効果をあらわさず、最大の効果を示す交配組合せの発見に全努力をそそがねばならない。

モデルによつて、そのありさまを示してみよう。

いまある形質が、A, B, C, ... 等 M 対の遺伝子に支配されているものとし、大文字を各有効遺伝子、小文字をその対立遺伝子とする。有効遺伝子の単独効果を $+a$ 、各遺伝子座についてヘテロ接合型の示す優劣性効果を $+b$ とすれば、このメンデル集団の平均値は、

$$Ma + \frac{M}{2}b$$

であり、分散の大きさは、

$$\frac{M}{2}a^2 + \frac{M}{4}b^2$$

である。集団内の多種多様な遺伝子型のうち、有効遺伝子をすべて集めた AABBCc... が示す平均からの偏差は、

$$2Ma - \left(Ma + \frac{M}{2}b \right) = Ma - \frac{M}{2}b$$

また、すべての遺伝子座がヘテロになつた AaBbCc... の偏差は、

$$(Ma + Mb) - \left(Ma + \frac{M}{2}b \right) = \frac{M}{2}b$$

である。

そこで、 $a > b$ すなわち遺伝子分散 $\left(\frac{M}{2}a^2 \right)$ が優劣性分散 $\left(\frac{M}{4}b^2 \right)$ の2倍より大きければ、前者すなわち有効遺伝子の完全ホモ個体の偏差のほうが大きく、 $a < b$ ならば完全ヘテロのほうが大きい。特に、 $a < \frac{b}{2}$ 、すなわち、遺伝子分散が優劣性分散の半分よりも小さい場合には、有効遺伝子の完全ホモ個体が、かえつて平均値よりマイナスの偏差を示すことすらありうる。したがつて、このように優劣性の影響が大きい場合には、最も優良な個体を選んでも、それらは完全ヘテロかそれに近いものであり、それらから増殖される子供集団は親集団と全く同等であつて、何の遺伝的進歩をも示さない結果となる。この場合必要なことは、有効遺伝子の集積であるよりはむしろ集団内のヘテロ数の増加であり、とびきり優良木の選抜よりはむしろ優良交配組合せの発見でなければならない。

このように遺伝子分散、非相加的遺伝分散それぞれの大きさを知することは、これからさきの育種の方法をも左右するほど大切なことであり、スギの場合にでも決してゆるがせにすべきことではない。

著者はさきに、東京大学の千葉県演習林に設けられていた母樹別植栽試験地のデータを利用して、樹高と胸高直径との狭い意味の遺伝力を推定した(戸田 1959)。しかし、この材料には、その時にものべたような欠陥があり、推定の精度もあまり高くはないと考えられたので、他に新しい推定値を求める必要が痛感されていた。

母樹別の子供群の成績を互いに比較して遺伝子分散を求めるためには、試験地の設計にさまざまな条件が必要であつて、現在わが国には、これに適する林分は他にはひとつもないのではないと思われる。しかし、単一母樹から取られたことが確実な子供集団が多数ありさえすれば、その植栽や材料の組合せなどに適当な設計がおこなわれていなくとも、これらを遺伝子分散の推定に役だてることが可能である。すなわち、各単一母樹から自然交配によつて得られた子供群内の正味の変動量が、母樹を混合した普通のミシヨウ群にくらべてどれだけ小さくなるかを知ればよい。

各対立遺伝子の頻度が等しく、各個体間の交配可能性が等しいような集団内で、単一母樹に混合花粉がかかった場合、その子供群が示す変動量は、母樹によつて一定ではない。ただし、ヘテロ数の多少によつて起こる変動には母樹による差はなく、すなわち、各母樹とも親集団の値と全く等しく、差はもつばら遺伝子変動についてみられる。

親個体の持つホモ数を m と書けば、その子供群内における遺伝子分散は、

$$\left(\frac{M}{2} - \frac{m}{4}\right)a^2$$

であらわされる。 $m=0$ 、すなわち完全ヘテロのときには、上の式は $\frac{M}{2}a^2$ となつて親集団全体の値と一致し、 $m=M$ 、すなわち親が完全ホモの場合には、上の式は $\frac{M}{4}a^2$ となつて、完全ヘテロの子供群や親集団の場合の半分になる。親集団内で、個体のヘテロ数の分布は二項分布に従い左右対称であるから、上記単一母樹による子供群の遺伝子分散の平均値も、両極端からの中央値、すなわち $\frac{3M}{8}a^2$ となり、混合集団における値 $\frac{M}{2}a^2$ より、 $\frac{M}{8}a^2$ 、すなわち $\frac{1}{4}\left(\frac{M}{2}a^2\right)$ だけ小さいことがあきらかである。

このような関係があるので、母樹系統の間の差を検出できるような設計はおこなわれていなくとも、母樹別の子供集団がかなり多数ありさえすれば、それらの分散値の平均と、混合採種の普通の集団の分散との差を4倍することによつて、普通の集団における遺伝子分散の大きさを推定することができるのである。

ii) 材料と方法

兵庫県美方郡美方町に、母樹別に養成された林分があることを、兵庫県林業試験場技師前田千秋氏に教えられ、そこではじめてこの調査が計画された。そして、兵庫県林試のご好意により、同場の公式の仕事として前田技師によつて現地調査がおこなわれたものである。当初の申し合わせでは、調査分析の結果は、前田技師と著者との共著として独立に発表することにしていたが、計算をおこなつた結果、これだけではなんらかの結論を出すに足りないことがあきらかになつたので、前田技師の了解を得た上で、本論文の一部としてとりあつかうものである。ここに重ねて同氏および兵庫県林試当局にお礼を申し上げる。

母樹は、美方郡美方町字秋岡小字宮山、小代神社の境内に約 1 ha を占める 28 本の老齢木の中の 4 本である。この老齢木の推定年齢は 250～300 年であつて、1910 年ごろ国有林から地元秋岡部落へ払い下げられたものという。まえから母樹林として利用されており、以前にはまだ本数が多かつたが、逐次伐採されて現在にいたつており、ほぼ同齢と見られるブナ、トチノキと混合林を形成している。

母樹別子供林分は、同部落の吉田庄一氏によつてその所有地に造林されたもので、母樹別にとつた動機は、この母樹林からの苗を植え付けた造林地に開花結実の早い個体が見られるので、それがどの母樹に由来するものかを知りたい、ということからであつたという。

上記の母樹林内の 5 本の母樹と、すこし離れたところにある別の 1 本とから、1940 年に個別にタネがとられ、1941 年 4 月にまきつけられ、1942 年の 11 月から 1943 年の 4 月にかけて林地に植え付けられた。母樹の測定値をみると、樹高、直径の比較的大きな個体が選ばれているようである。植え付け後 3 年間は間作がおこなわれ、その後 2～3 年間は下刈りがおこなわれた。林分によつて遅速はあるが、1954 年から 1959 年にかけて、雪害を受けた単木の除去を主とする除間伐がおこなわれている。

これらの林分のうち、植え付け後の手入れ不十分のために、材料として不適当となつてゐる 1 林分を除き、母樹林内の 4 本に由来する 4 林分を選び、同じ母樹群とその他の母樹をまじえた混合タネによる同齢の林分と、同じく 1 年古い林分とともに、1960 年の 6 月下旬に測定をおこなつた。すなわち、対照の、1 年古い林分以外は、タネから数えて 19 年生であつて、林地に植え付けて後 18 回目の生育を開始した直後における測定値である。各林分と、その母樹についての簡単な記載を、第 10 表にまとめて示す。

第 10 表 調査した母樹別植栽林分および対照混植林
(兵庫県美方郡美方町字秋岡)

林分 番号	面 積	本 数	新 植		保 育		所 在	母 樹		
			年 月	本 数	除間伐	枝 打		番 号	樹 高	胸高直径
①	約 1.2	約 2,700	1942.11	4,600	1954	1959	小字金事	22	47.0	199
②	0.12	250	1942.11	490	1959	—	〃 登尾	27	45.7	147
③	0.4	1,000	1942.11	1,500	1956	—	〃 登尾	2	38.3	127
④	0.8	2,000	1943. 4	3,350	1958	—	〃 黒原	26	45.8	182
⑤	1.3	3,000	1943. 4	5,400	1957	—	〃 薄木谷	混	合	
⑥	0.6	1,400	1941.11	2,250	1954	—	〃 からさく	混	合	

調査はおおむねこの章第 1 節と同様におこなわれた。すなわち、各林分内にランダムに 5 コの点をきめ、この点に最も近い 7 本の個体について測定をおこなつた。

樹高の測定は測竿により、高いものではほぼ等しい高さの位置から双眼鏡で見とおして測竿の上端を梢頭にあわせ、低いものでは同様に双眼鏡で測竿にとりつけた目盛を読んだ。読みの単位は 0.1 m とした。

胸高は地上 1.2 m とし、3.2 m 高とともに普通の布製巻尺で周囲をはかり、0.5 cm 単位で読んだ。

クロネ径の測定はミキ中心から 8 方位におこなわれ、各方位で最も長い枝の先端から、さおを用いておもりを下げ、巻尺で 0.1 m 単位に読んだ。

樹皮の厚さは、適当な器具がなかつたため測定されなかつた。

測定値のとりあつかひは、すべて第 1 節の場合と同様である。

iii) 測定および計算の結果

第 11 表 樹高の分散分析結果の総括表

林分	平均値	平均平方 (自由度)			分散比 の 有意性
		全 体	群 間	群 内	
①	10.37	1.2029(34)	4.3300(4)	0.7860(30)	**
②	9.35	0.5156(34)	0.9325(4)	0.4600(30)	△
③	9.96	2.6524(34)	10.7475(4)	1.5730(30)	**
④	9.22	0.6429(34)	0.9025(4)	0.6083(30)	△
⑤	9.44	1.3506(34)	2.1650(4)	1.2420(30)	△
⑥	9.65	2.0297(34)	7.5450(4)	1.2943(30)	**

A) 樹高：樹高の変動から、マクロな立地変動を除く分散分析の結果を総括すれば、第 11 表のとおりとなる。前記のべたところにしたがつて、群間の差が個々の林分においては有意でなくとも、それを除くことによつて群内平均平方が小さくなる限り、除き去ることにする。したがつて、各林分とも

群内平均平方が、正味の分散としてとりあげられる。

各林分はほぼ同齢であつて、平均樹高には大差がないので、算出された分散をそのままくまらべることができるが、前の例にならつて、

$$\hat{s} = a \bar{x}^{0.403}$$

として、母樹別林分、混合林分ごとに a の値をさだめた。計算の結果、

母樹別林分に対しては、

$$\hat{s} = 0.360 \bar{x}^{0.403}$$

混合林分に対しては、

$$\hat{s} = 0.454 \bar{x}^{0.403}$$

が得られた。混合林分の値を、第1節のミシヨウスギの値にくらべてみると、完全にその分布範囲にはいつているが、回帰係数の 95% 信頼限界よりはやや低い値を示している。しかし、今回のものの例数が少ないため、この差が有意といえないことは、計算してみるまでもなく明白である。

母樹別林分の回帰係数は、これらにくらべるとはるかに小さい。林分数が少ないことに加えて、林分③の変動が著しく大きいこともあつて、信頼範囲を計算してみれば非常にひろく、コウジロ、オオイタのミシヨウスギと差があるとはいえないが、母樹別林分の変動が小さいことは理論的に当然予期される場所であつて、結果はこの予想を裏書きしたものとといえよう。林分③の変動が混合林分の値を越えることも、完全ヘテロの個体の子供群は混合集団と等しい母分散を持つこと、および標本には必ず抽出変動がともなうことを考えれば、すこしもおかしいことではない。

さて、混合林分の分散と、母樹別林分の分散との差を4倍すれば、遺伝子分散の大きさが得られるはずである。計算によれば、

$$(0.454)^2 - (0.360)^2 = 0.2061 - 0.1296 = 0.0765$$

であるから、

$$0.0765 \times 4 = 0.3060$$

となつて、混合林分の分散の値を越えてしまう。すなわち、表現型分散全部よりも遺伝子分散の方が大きいことになつて、はなはだ不合理であるが、このような結果がでた原因には、通常の抽出変動のほか、ホモ性のたかい個体が多く母樹に選ばれたためではないかという疑いをもたせるものである。とはいえ、この結果からかなり確信をもつていえることは、遺伝子分散の大きさはかなり大きい、ということであつて、いまかりに選ばれた4母樹はすべて完全ホモであるという、ありそうもない仮定をおき、したがつて混合林分の分散との差の2倍が遺伝子分散に等しいとしてさえも、

$$0.0765 \times 2 = 0.1530$$

となり、混合林分の分散にくらべて、

$$0.1530 / 0.2061 = 0.74$$

に相当し、第1節のミシヨウスギにくらべても、

$$0.1530 / 0.2411 = 0.63$$

に相当する。

B) ミキの太さ：ミキの太さについても、樹高について見られたとほとんど同様なことが観察される。したがつて、ここでは考察めいたことにはふれず、結果の数字のみを簡単にならべておきたい。

第 12 表 胸高周囲の分散分析結果の総括表

林分	平均値	平均平方 (自由度)			分散比の 有意性
		全 体	群 間	群 内	
	cm				
①	47.5	58.432(34)	169.100(4)	43.676(30) *	△ ほとんど*
②	43.0	19.566(34)	31.043(4)	18.036(30)	
③	46.5	70.162(34)	154.198(4)	58.957(30)	
④	41.3	39.121(34)	53.668(4)	37.181(30)	
⑤	43.9	83.284(34)	147.240(4)	74.757(30)	△
⑥	43.8	87.329(34)	212.940(4)	70.581(30) *	

マクロな立地差を除くための分散分析の結果は、第 12 表に総括され、こうして得られた正味の分散と平均値から、

母樹別林分に対して、

$$\hat{s} = 0.404 \bar{x}^{0.718}$$

混合林分に対して、

$$\hat{s} = 0.565 \bar{x}^{0.718}$$

が計算される。混合林分の 0.565 という値は、第 1 節のミシヨウスギの 0.612 にくらべてやや小さい。

混合林分と母樹別林分との分散の差の 4 倍は、

$$(0.565)^2 - (0.404)^2 = 0.3192 - 0.1632 = 0.1560$$

$$0.1560 \times 4 = 0.6240$$

となり、混合林分の分散推定値をはるかに越え、差の 2 倍を求めても、

$$0.1560 \times 2 = 0.3120$$

となつて、混合林分の分散に対して、

$$0.3120/0.3192 = 0.97$$

第 1 節のミシヨウスギに対して、

$$0.3120/0.3745 = 0.83$$

第 13 表 細りの共分散分析結果の総括表

林分	平均値	回帰よりの偏差の平均平方 (自由度)			分散比の 有意性
		全 体	群 間	群 内	
	cm				
①	3.3	0.84(33)	1.12(4)	0.80(29)	△
②	3.4	0.36(33)	0.11(4)	0.40(29)	△
③	3.7	0.56(33)	1.17(4)	0.47(29)	*
④	3.7	0.33(33)	0.18(4)	0.35(29)	△
⑤	3.6	0.62(33)	0.93(4)	0.58(29)	△
⑥	3.8	0.46(33)	0.44(4)	0.47(29)	△

に相当する。

C) ミキの細り：細り、すなわち、胸高上 1m あたりの周囲長の減少量の変動から、共分散分析によつて、群間差とミキの太さに対する回帰の影響を除く。結果は第 13 表に示すように総括される。この結果から、

母樹別林分に対して、

$$\hat{s} = 0.285 \bar{x}^{0.689}$$

混合林分に対して、

$$\hat{s} = 0.293 \bar{x}^{0.689}$$

が得られる。

混合林分と母樹別林分との差はほとんどなく、実際、分散値のパラツキを考えに入れると、差がないという方が正しい。したがつて、これだけのデータからは、細りの遺伝子分散はほとんどゼロに等しい、という結論が出そうである。しかし、この混合林分の係数は、第 1 節のミシヨウスギの係数にくらべてかなり小さく、こちらと比較するならばかなり大きな遺伝子分散が期待される。したがつて、このことについてはさらに多くの資料をあつめてからでないと、結論を下すことはできない。

D) クローネ直径：グローネ直径の対数値の変動から、群間の差と、胸高直径の対数に対する回帰の影響とを共分散分析によつてとりのぞく。結果は第 14 表に総括される。

クローネ直径は、対数値であらわされているので、その変動は平均値の大きさと関係なく、したがって、母樹別、混合、各群の代表値は、単純に自由度で重みをつけた平均をとればよい。すなわち、

母樹別林分では 0.00152

混合林分では 0.00141

がそれぞれ代表値となる。

得られた数値は混合林分の方がかえって小さくなっているが、これも細りの場合と同様に、差がないと判断すべきであろう。そして、それらが第1節のミショウスギの代表値にくらべて著しく小さいことも、細りの場合と同様である。

第 14 表 クローネ直径の共分散分析結果の総括表

林分	平均値	回帰よりの偏差の平均平方 (自由度)			分散比 の 有意性
		全 体	群 間	群 内	
	log·m				
①	0.438	0.00193(33)	0.00209(4)	0.00191(29)	△
②	0.446	0.00215(33)	0.00383(4)	0.00191(29)	△
③	0.430	0.00134(33)	0.00166(4)	0.00129(29)	△
④	0.411	0.00111(33)	0.00228(4)	0.00095(29)	△
⑤	0.416	0.00163(33)	0.00250(4)	0.00151(29)	△
⑥	0.428	0.00132(33)	0.00057(4)	0.00143(29)	△

3. か ん が え

(1) 林分の成長にともなう変動係数の減少とその原因について

遺伝力や選抜の効果について論議をおこなうにさきだつて、林分の成長にともなつて変動係数が小さくなること、すなわち、いろいろの形質の平均値は大きくなるのに、その変動は、その割合には大きくなり、という現象について考えてみたい。

いま、s をある形質の標準偏差とし、 $\bar{x}$ を平均値とすると、変動係数が一定であるためには、

$$s = a \bar{x}^b$$

の b は 1 に等しくなければならない。

第 15 表 各形質について、標準偏差が平均値の b 乗に比例する b の値

ところが、実地の林分について測定、計算した結果は第 15 表に再掲するとおり、カワの厚さがほぼ $b=1$ とみられるほか、すべてかなり 1 より小さく、成長するほど変動係数が小さくなっていることがあきらかである。

形 質	b
樹 高	0.403
ミ キ の 太	0.718
ミ キ の 細	0.689
カ ワ の 厚	0.979

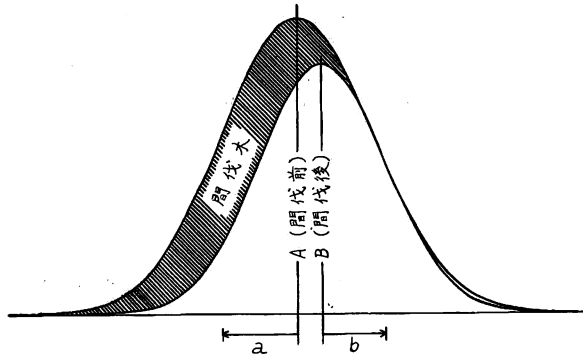
遺伝であるか環境であるかを問わず、とにかく特定の条件が特定の個体にはたらく結果として、プラス、マイナスの偏差を生じ、変動が形造られるわけであるが、このような条件がそれぞれの個体に働きつづけるものであれば、偏差も一定の比率で増大しつづける、変動係数は一定の値を保つはずである。ところが、現実には変動係数は著しく減少しているのであるから、そこに何らかの変異幅を小さくする要因が働いていることを認めないわけにいかない。

変異幅を小さくする要因として、直ちに考えられるのは間伐である。間伐にもいろいろの方法があるが、程度の差こそあれ、著しく立遅れた劣勢木が多く伐られることは共通であり、マイナス偏差の個体を除くことによつて変異幅を小さくし、変動係数を小さくする作用をおよぼすはずである。この際、ミキの太さその他の形質では、残存個体間の競合関係の影響によつて、ふたたび変異幅をひろげる要因が働くが、樹高にはそのような現象がすくなく、間伐の影響が最も純粋にあらわれるものと思われる。

そこで、樹高の変動係数の減少の主要な原因が、間伐、あるいは自然におこる劣勢木の枯死をもふくめ

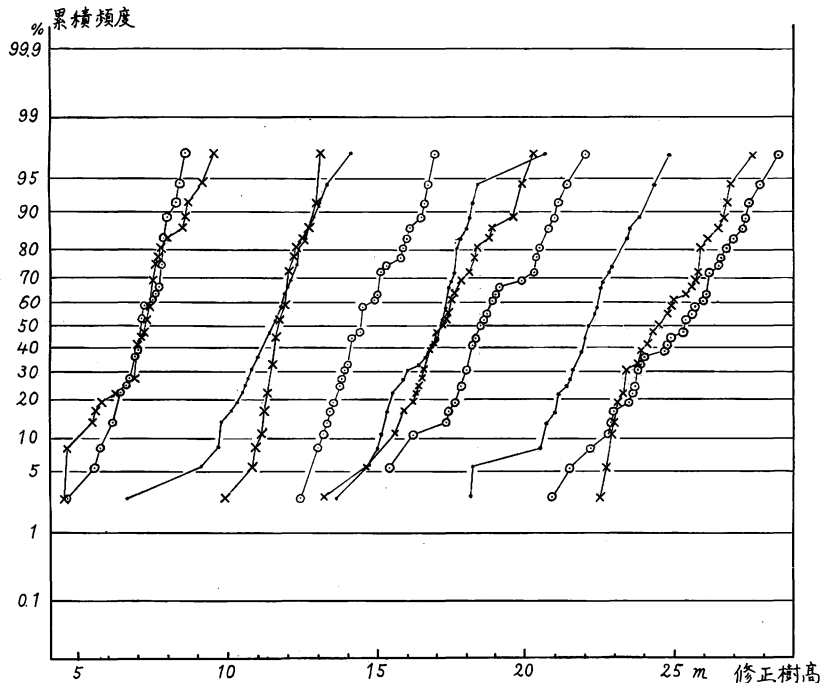
た、成立本数の減少と、それにともなう選択にあるものと仮定して、 $s=a\bar{x}^{0.4}$ によつて期待される本数減少曲線が、収穫表から求めた本数減少曲線と一致するかどうかをためしてみた。

期待本数減少曲線は、次のような考えで求められる。



第13図 間伐により変動係数が変化することを示す概念図
斜線の部分を伐り除かれたため、平均値は右へ移動し、変動係数はaからbに変わる。

いま、変動係数aの正規分布をする集団A*があり、これが一部の成員を失つたため変動係数bの集団Bに変化したとする。この場合、集団Bもまた正規分布に従っているならば、両集団それぞれの総成員数、すなわち集団の大きさは、それぞれa、bを尺度とする正規曲線と横軸でかこまれる面積に比例するであろう（第13図）。ところで、これら両図形は互いに相似であり、その面積の比は対応する部分の長さの自乗の比として求められる。すな



第14図 コウジロのスギの樹高の確率紙による正規性の検討
林分ごとに、マクロな立地差を除いた修正樹高を横軸にとつてある。各林分はそれぞれ直線からはずれてはいるが、そのはずれ方には規則性がない。

* 正規分布とは本来無限母集団についていわれることばであつて、この場合の集団は有限母集団であるから、上記の表現は厳密には不合理である。正規分布に非常に近い分布型を示す有限母集団といえはよいであろうが、あまりに繁雑になるので、本文においては表現を変えないことにした。

わち A, B をそれぞれの集団の大きさとすれば,

$$A : B = a^2 : b^2$$

の関係が成立する。

大きさ A の集団が, その成員の一部を失つて大きさ B の集団になるということは, 単位面積あたり N 本の林分から, 間伐により個体数が N' 本になるということと等値であつて, 上の関係を利用して, われわれは変動係数の減少過程から, 本数減少の過程を求めることができる。

ただし, 上の方法が成立するためには, 本数が減つた各段階においても, 集団が正規分布を維持していることが必要である。そこで, われわれの材料がこの条件をみたしているかどうかを, コウジロのスギについてしらべてみた。

各林分の測定木の, 群間変動を除いた修正値を, GAUSS の確率紙に記入して分布の正規性を検討した。群間変動を除くためには, 各個体の樹高測定値の群平均値に対する比数を求め, これを林分平均値にかけて修正値とした。

結果は第 14 図に示すとおりであつて, 各林分の線はそのまま直線であるとはいひ難いが, 各林分を通じての傾向というようなものは認められない。個体数が各 35 本ずつという少数でもあるので, 正規分布に従っているものとみなしてもさしつかえあるまい。

さて正規性が満足されるならば, 集団の大きさ, すなわち面積あたり本数は変動係数の自乗に比例するのであるから,

$$N_{\bar{x}} = k \left(\frac{s}{\bar{x}} \right)^2 = k \left(\frac{a \bar{x}^{0.4}}{\bar{x}} \right)^2 = k \left(\frac{a}{\bar{x}^{0.6}} \right)^2 = \frac{k a^2}{\bar{x}^{1.2}}$$

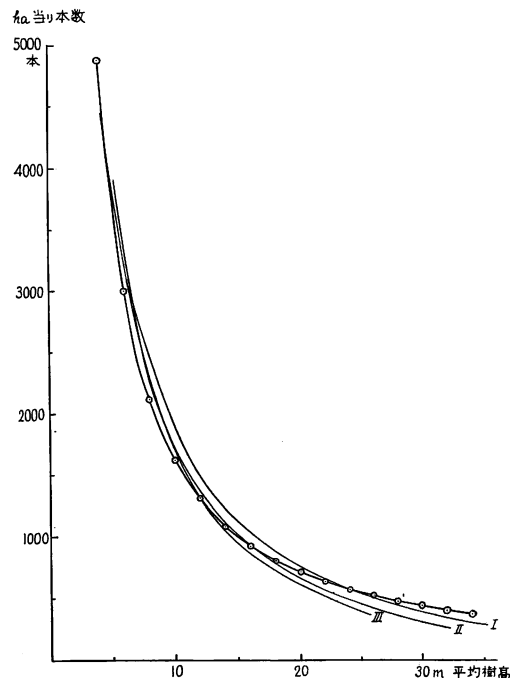
すなわち, 本数は, 樹高平均値の 1.2 乗に逆比例して小さくなる。熊本地方スギ林分収穫表から, ほぼ樹高 6 m のときに ha あたり 3,000 本であることが求められるので, これを基準として本数減少曲線をえがいたのが, 第 15 図である。同収穫表による樹高本数曲線と意外なほどよく一致するから, はじめにたてた仮定がほぼあやまりなかつたものと思つてよい。

間伐で, 劣つた個体が除かれて変動係数が減るものとすれば, それにともなつて, 当然平均値の向上があるはずである。この向上が, どの程度の値をとりうるものか, 推定をおこなつてみた。

方法は各平均樹高に応ずる比変動係数 (R. C. V.) を,

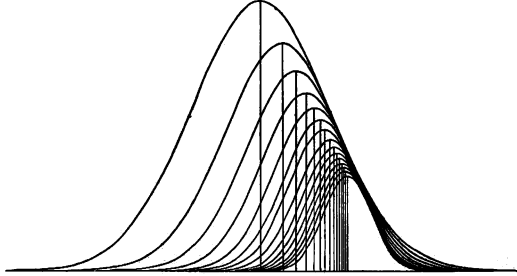
$$R. C. V. = \frac{a}{\bar{x}^{0.6}}$$

として, $\bar{x}=6$ のとき $R. C. V.=1$ になるように a を定める。これらの R. C. V. を標準偏差として相似の正規曲線を各樹高階ごとに描けば, 曲線



第 15 図 変動係数の減少から算出した本数減少曲線と, 収穫表から求めた樹高本数曲線との比較
○印を連ねた曲線が $s = a x^{0.4}$ に対応するもので, 樹高 6 m のときに 3,000 本にあわせてある。曲線 I, II, III はそれぞれ地位の等級に応ずるもの。

と横軸とのかこむ面積は間伐の残存本数をあらわす。小さい図形を大きい図形の右側によせて重ねれば、両者の縦軸間の距離は平均値の向上分をあらわし、その大きさは次のようにはかられる。すなわち、図上の両縦軸間の図上距離を、間伐後の図上標準偏差、すなわち R. C. V. でわり、これに標準偏差の実数を



第 16 図 間伐にともなう林分平均値の向上
平均樹高 6 m のときを始点とし、樹高 34 m まで
2 m を増すごとの本数(面積)と平均値の向上割合
を示す(本文参照)。

かけたものが、間伐によつて集団が得た向上の幅となるわけである。

3,000 本植えが完全に林地をふさいだときの
高さ、すなわち平均樹高 6 m から出発して、
平均樹高 34 m に至るまで、2 m ごとに計算し
て、第 16 図を得た。図上で各縦軸より $\bar{x}=6$ m
のときの縦軸までの距離をはかり、これを図上
でなめらかに修正して、第 16 表のとおりに平
均値の向上量が算出された。

植栽木がすべて自由に生育することを許され

第 16 表 間伐による林分平均値向上量の算出
(第 16 図参照)

平均 樹高	図上縦軸間 距離(修正) A	図 上 標準偏差 B	$\frac{A}{B}$	実標準偏差 C		平均値向上量 $\frac{A}{B} \times C$	
				ミシヨウ	クローン	ミシヨウ	クローン
m				m	m	m	m
6	0.00	1.000	0.00	1.01	0.33	0.00	0.00
8	0.34	0.842	0.40	1.13	0.37	0.45	0.15
10	0.53	0.736	0.72	1.24	0.41	0.89	0.30
12	0.67	0.660	1.00	1.34	0.44	1.34	0.44
14	0.79	0.601	1.31	1.42	0.47	1.86	0.62
16	0.88	0.554	1.56	1.50	0.50	2.34	0.78
18	0.96	0.519	1.85	1.58	0.52	2.92	0.96
20	1.02	0.487	2.09	1.64	0.54	3.43	1.13
22	1.07	0.460	2.33	1.71	0.56	3.98	1.30
24	1.12	0.434	2.58	1.77	0.58	4.57	1.50
26	1.16	0.413	2.81	1.83	0.60	5.14	1.69
28	1.20	0.396	3.03	1.88	0.62	5.70	1.88
30	1.23	0.381	3.23	1.93	0.64	6.23	2.07
32	1.25	0.367	3.41	1.98	0.65	6.75	2.22
34	1.27	0.352	3.61	2.03	0.67	7.33	2.42

備考：A, B は平均樹高 6 m のときの変動係数を単位としてはかられている。

る、という仮空の場合にくらべると、間伐後に残るものの平均は、ミシヨウスギの平均 20 m のときには 3.4 m、平均 30 m のときには実に 6.2 m もの向上がおこっていることが知られる。もとより、これらの数値は植栽材料の変動量によつて変化し、クローンはミシヨウの 1/3 弱の値にすぎないわけであるが、それにしても予期以上の結果であつた。

上記の推定値は、小さい正規曲線を右側の一部で大きい正規曲線に密接させて描き、その結果として図上で得られたものであるから、上層間伐がおこなわれるような場合には、優劣木もかなり多数伐れるであろうし、したがつて間伐前後の曲線が右側で接触せず、向上値はこの値に達しないであろう。要するに、間伐にともなう選択の効果は、間伐のやり方によつていろいろに変わりうるものであるが、下層間伐によれば、第 16 表程度の値になつていであろう、というのがこの考察の結論である。

第 16 図をよく見ると、重ねあわせた曲線の右端には完全にはあわぬ部分があり、最もすぐれたものの多くが間伐されてしまうことになっている。下層間伐ではこのようなことはきわめて起こり難いことで、この不合理をただすためには小さい方の正規曲線をもつとひらたく描き、右側の適合をよくすべきであつたであろう。そうすれば、等しい標準偏差に対して面積、すなわち残存本数はなお少なくなり、第 15 図の適合はいつそうよくなるかもしれない。同時に、平均値の向上量もまだ大きくなるはずである。

以上、間伐が樹高の変動におよぼす影響について考えたが、その他の形質についても若干ふれておきたい。

第 15 表に示したように、カワの厚さを除けば、 b の値はいずれも 1 より小さく、選択の影響があることはあきらかである。しかし、それらの変動係数の減り方は、樹高にくらべると、ずつとゆるやかである。

ミキの太さは、樹高とともに間伐木を定める場合の、すなわち選択の重要な因子であつて、樹高との間に $r=70\sim 80\%$ の相関関係があるばかりでなく、樹高、太さ両方にわたつての判断で選択が行なわれるのが普通である。したがつて、選択の強さに樹高とくらべて差があるうとは考えられない。それにもかかわらず、太さの変動係数が樹高ほど急激には減少しないのは、太さの変動係数が常に拡大する傾向にあることによるのであろう。すなわち、被圧された個体の太りは著しく阻害され、他を圧してぬき出した個体は多量の陽光を受けて一層太るようになる、個体間の競合という要因が、樹高の場合にくらべてはげしく働いていることを考えねばならない。

カワの厚さは樹高や太さとちがつて、間伐木の選定の際に考慮される形質ではない。したがつて、選択は全くおこなわれず、樹高との相関もないので、変動係数が変化しないのであろう。

ミキの細りについては、解釈がややあいまいになる。この形質も、間伐にあたつてあまり考慮される形質ではないが、あまりに細りのはなはだしい木は決して望ましいものではないので自然伐られることが多く、選択を受けることになるのではなからうか。ただし、この選択だけで変動係数のこんなにはなはだしい減少が起こるものかどうか疑問で、樹高との相関があるのではないかと思われる。ミキの太さに対する回帰の影響を除いた残差と樹高測定値との相関があるかどうかを、コウジロの林分についてだけ試算してみた。この計算は本来、群間の差をも除いておこなうのが当然であるが、計算の手間がめんどうなので簡略な方法によつた。すなわち、各林分を全体としてとりあつかひ、ミキの太さの影響を除いた細りと樹高との積和から、林分ごとの相関係数を求めて、第 17 表に示す結果を得た。得られた相関係数の値はすべて大きくはないが、これだけ多数の林分がすべてマイナスの符号をとり、しかもほぼ似かよつた値を示していることからみて、表現型相関がたしかにあるものと考えてよい。すなわち、樹高の大きい個体を選択することによつて、細りにも同時に選択がおこなわれることが知られる。

なおここで考えるのに、間伐によつて選択がおこなわれ、形質が優良化するものであれば、特に育種的な処置をとらなくとも、林木集団はしだいに優良となつてゆくようにおもわれる。このことは、遺伝子変動が決して小さくはないと考えられるだけに、当然予期されることであ

第 17 表 樹高と細りとの相関関係
(コウジロのスギ)

林 分	積 和	相関係数
		%
①	- 3.33	- 4
②	-16.75	-28
③	-36.63	-28
④	- 3.04	-10
⑤	- 9.66	-15
⑥	- 7.62	-29
⑦	-17.86	-45
⑧	-13.61	-33
⑨	- 9.96	-19
⑩	-32.28	-26
⑪	- 2.53	- 3

り、また、実際に老齡優良母樹林からのタネによる林分にすぐれたものが多いことによつても裏書きされる。それにもかかわらず林木の平均的素質が、よくてむかしと同じ、むしろしだいに悪くなつていゝるに思われるのは、いかに実際のタネトリ面で逆選択がおこなわれているかの証明となるものであろう。

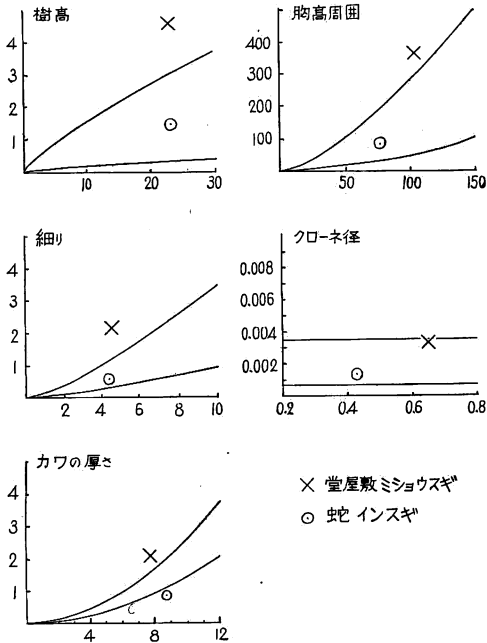
(2) 遺伝力と選抜の効果

i) 遺伝力

A) 広い意味の遺伝力：ミシヨウスギの広い意味の遺伝力、すなわち全遺伝分散が正味の表現型分散に

第 18 表
前報で得た広い意味の遺伝力と、今回のそれとの比較

形 質	前 報	今回の結果	
		推 定 値	信頼範囲
樹 高	68	89	97~75
ミキの太さ	58	84	92~71
ミキの細り	72	74	89~48
枝 張 り	61	82	93~74
カワの厚さ	68	44	69~ 9



第 17 図 前報の調査林分の分散と
今回のものとの比較

とともに総合判断すれば、前回のインスギの分散も、今回のクモトオシの分散と差があるようには見え、クモトオシの若い林分の変動が大きかつたことに回帰線がひきずられた結果、このようになったものだろう。しかしながら、カワの厚さの測定は、測定値の大きさにくらべて読みとりの幅がひろいことにくわえて、測定法そのものが刃物を打ち込んで手応えの差で樹皮と材の境を判断するという、あらつぱいやりかたであるから、誤差は当然かなり大きいものと思わねばならない。このような事情を考えると、遺伝力は小さくあらわれるのが本当だと考えておく方が無難であらう。

対してどのくらいの割合をしめているかについては、やや明確な推定値が得られた。これを前報(戸田 1957)の推定値と比較してみると、第 18 表に示すとおり、樹高、ミキの太さ、枝張りについては今回の推定値の方が前報よりも大きく、ミキの細りではほぼ同等、カワの厚さについてはやや小さい、という結果になつていゝる。推定値の信頼度は今回の方がはるかに高いのだから、前回は 3 形質について過小な推定値を、1 形質について過大な値を得ていたわけである。

これらのくいちがいの原因を、第 17 図について検討してみよう。樹高、ミキの太さについて過小な推定値が得られた原因は、環境分散の推定に用いられたインスギの分散が、クローンのそれよりかなり大きかつたこと、すなわち、予想以上に遺伝分散が残つていたためと認めてよい。ミシヨウスギの分散も、今回調査したミシヨウスギ林分の分布範囲を越えるものではないまでも、多少過大な値を示していたが、それを相殺しきれないほど、インスギの分散が大きすぎたものである。

ただひとつ、カワの厚さについては今回のクローンに対する分散推定値の方が、インスギの値よりもかえつて大きくなつていゝる。第 11 図

B) 狭い意味の遺伝力: 狭い意味の遺伝力, すなわち, タネ繁殖によつて直接子供に伝えられる, いわゆる遺伝子変動の大きさについては, 前報(戸田 1959)では樹高とミキの太さについて, 約 25% というかなり低い推定値を得ている。ところが今回の材料では, 資料が不足であつて確定的な推定値をうることはできなかつたが, それでも樹高と太さの遺伝力が上のように小さいものではないというだけの結果を得た。このくい違いはどこから生じたものであろうか。

前回の推定値が小さすぎるという理由づけは, 今となれば比較的容易におこなうことができる。まず, 樹高について 24% という値をあたえた, ドイツのヨーロッパアカマツの子供テストの成績では, 各母樹の子供群はタンザク状に植えられているので当然かなりのマクロな環境差を含んでいることと想像され, これを除く処置もとられていないようである。したがつて, 遺伝変動が相対的に小さくなるのは当然と考えてよい。

千葉のスギ母樹別植栽試験地については, マクロな環境差は試験地を方眼にくぎつて, その行および列に應ずる偏差を修正することで除かれた。しかし, そのときにも指摘しておいたとおり, 行と列との交互作用による影響は, これだけの処置によつては除かれていないのである。この影響を除くには, そのときにはうかつにも考え及ばなかつたのだが, 母樹差, 行, 列等による環境差をすべて修正した修正値につき, さらに残つたプロットごとの変動を求めれば, これが行および列で修正しきれない行×列の交互作用に相当するものである。

母樹差, 立地差のパラメーターをすべて修正した値の平方和, すなわち前報の個体変動から交互作用の平方和を除き, 適当な自由度で割つて正味の個体分散をあらためて求めた。計算の結果によれば, 樹高の平均 7.73 m に対し前回の 3.042 から 2.522 に減り, 胸高直径についても, 平均 10.8 cm に対し前回の 11.865 から 10.176 (胸高周囲に換算すれば, 平均 33.9 cm に対して 100.433) に減つた。これらの交互作用はいずれも統計的に有意である。

新しい個体間分散を用いて遺伝力を推定すれば, 樹高では 33%, ミキの太さについては 31% と推定される。

この新しい推定値は, 前の値にくらべればかなり大きくなつてはいるが, それでもなお今回の材料から推測される値にくらべると非常に小さい。すなわち, 今回の材料からは, 極度に小さくみつもつても 60% 程度の遺伝力が考えられるのである。千葉の材料の 30% 台とは, あきらかにくいちがいがある。また, ドイツのデータから立地差を除いてみても, おそらく千葉の新しい推定値程度にとどまるものと推察され, 今回のデータだけがかけ離れた結果を示すのである。

このくいちがいを解決するのは, もちろん今後の数多くの観察, 実験の積み重ねであらう。しかし, 現在得られている知識を総合するだけでも, ある程度の判断は可能である。

千葉で得られた遺伝子分散の値は, 上記の再計算の結果では, 樹高では 0.898, 胸高周囲では 33.675 である。この推定値から対応する標準偏差を求め, すでに何回も使つた $a\bar{x}^b$ の形であらわせば, 樹高では $0.416\bar{x}^{0.403}$, 周囲では $0.463\bar{x}^{0.718}$ となり, ミシヨウスギやクモトオシの値とくらべて決して小さな数字ではないことがわかるであらう。すなわち, 遺伝子分散の値は決して小さなものではない。計算で遺伝力が小さく出たのは, ひとえに個体変動が不当に大きかつたためであり, その原因はプロットの大きさが 10 m 平方という比較的大きなものであつたことのほか, 苗の間引や間伐による選択がほとんどおこな

われなかつたことによるものと思われる。

すなわち、遺伝子変動の相対的な大きさ、いいかえれば狭い意味の遺伝力はかなり大きく、精英樹選抜によって優良遺伝子を集積することは十分可能であると結論してよいであろう。ただし、遺伝子変動の大きさについて、信頼できる代表値を推定するにはまだデータが不足であつて、今後の努力にまたなければならない。

ii) 選抜の効果

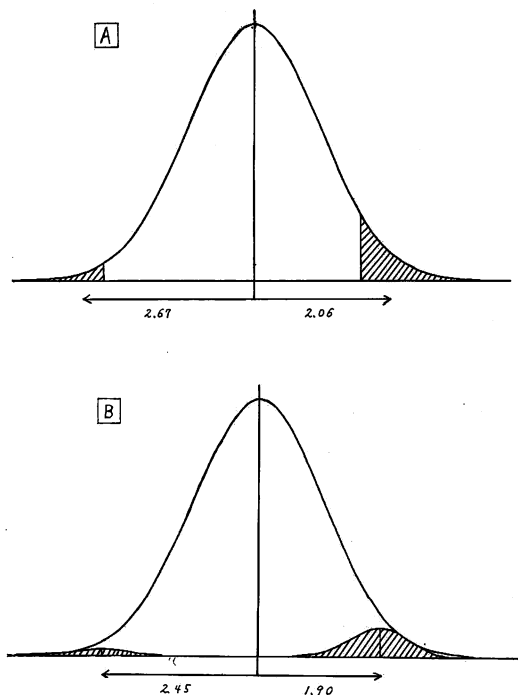
A) はじめに：精英樹の選抜によつて得られるであろう改良効果について、著者は前2回の報告で一応の推定値を提出した。しかしながら、選抜対象となるべきミシヨウスギ集団の遺伝力や変動の大きさの推定値が変わつたために、選抜効果の推定値も当然これらの新しい数字にもとづいて計算しなおさねばならない。のみならず今回は、前回には得られていなかった林木の生育の各段階についての資料も得られているのだから、これらや間伐の影響等をもおこんで考察することが必要である。

考察にはいるまえに、選抜差の考え方をすこし検討してみたい。

選抜差とは、選出された個体群の平均が全集団の平均よりどれだけの偏差を示すかという数字であつて、平均値ゼロ、標準偏差1の、いわゆる基準系正規分布におけるその値が、それぞれの選抜率に応じ、正規分布に関する数値表に示されている。具体的な集団における選抜差は、表から求められた数値にその集団の標準偏差をかければよい。表の値は第18図Aのように、ある値以上の偏差を持つ全個体が、

全集団に対してある割合（選抜率）をしめるときに選抜群だけの平均値であつて、計算で求められている。

このような選抜差は、農作物の育種で期待されるように、たとえば1枚のハタケで栽培された植物集団の中から、一定の時期に一定の値を越える個体をすべてとりだすような場合には、きわめて適切なモデルであろう。しかし、林木のいわゆる精英樹選抜の場合には、様子はかなり異なつてゐる。選出個体は、ここに1本、あそこに1本というように、バラバラに選出され、選出母体の各部分集団の平均値も分散も、互いに等しいことを保証されていない。選出個体の優秀さがどの程度の選抜率で選出されたものに相当するかということは、容易に計算されるが、この計算値は、選出個体のすぐ周辺の個体群から求められるので、本質的に部分集団に対するものであり、またかなりの抽出変動をもなつてゐるはずである。すなわち、この数字でもつて、全母集団内における選抜率をあらわすものとみなすことはできない。このような



第18図 選抜差のふたつの考え方

A, Bとも1%および5%の選抜率に応ずる選抜差であるが、Aは普通に正規分布の表からもとめられるもの、Bは選抜群も正規分布にしたがうものとして図上で求めたもの。

場合には、上にあげたモデルは適切であるとはいえず、むしろ同図Bのように、選抜個体群そのものもまた正規分布にしたがい、そのかこむ面積が全体に対してある比率をとるものと考えの方がよからう。両曲線の端の方をなるべくよく一致させるように、小さい曲線の高さを適当に選ばねばならないと思われるが、図のBでは選抜率 5% に対しては縦と横の尺度の比を 1:4 に、1% に対しては 1:16 にとつてある。こうして、図上で選抜差をはかり、選抜率 5% に対しては標準偏差の 1.90 倍、1% に対しては 2.45 倍という値が得られた。これらは、正規分布の数値表から求められる普通の選抜差、すなわち図Aに示す値よりもあきらかに低いが、しかし非常に低いというほどではない。

基準系正規分布における普通の選抜差を通常 i であらわすので、これと区別するため、この文中では上にのべた図Bの選抜差を i_N であらわすことにする。またこれとともに、前に論議した間伐にともなう平均値の向上もやはり一種の選抜差であるから、これを i_M であらわすことにしたい。

B) 樹高：簡単にかんがえれば、前報のとおり、各生育段階ごとに、標準偏差と選抜差と遺伝力とから遺伝的獲得量を求め、これを選抜前の平均樹高で割つてパーセントであらわせばよい(第19表)。前報で得られていた数字は、平均樹高約 23 m のとき、選抜率 5% および 1% に対する選抜効果がそれぞれ 13%, 17% であつたが、今回もこれと同じ結果となつている。遺伝力推定値はいちじるしく大きくなつたが、標準偏差と選抜差が小さくなつたため、相殺して同じ結果におちついたのであろう。

第19表の推定には、その結果を利用する上に不都合な点がひとつと、計算上無視されたふたつの欠陥とがある。

その第1は、選抜効果の数字が選抜時と同じ生育段階に達した時における比率であつて、若くて選出されたものが高齢に達したときにどれだけの効果を示すか、あるいはその逆については、何の情報をもあたえないことである。精英樹の選抜は一定段階の林分にのみ集中しておこなわれるのではなく、ひどく若すぎない限り、老幼各段階から選出されるもので、このような選抜個体群から無性的に増殖された集団が、老幼各時期にどれだけすぐれた生育を示すかは、第19表には示されていないのである。

第2には、計算に用いられた選抜差は、その生育段階での集団平均値からはかられており、遺伝力も、

第 19 表
選抜群が、選抜がおこなわれた生育段階に達するときにおける遺伝的獲得量と選抜効果

選 抜 時 平均樹高	ミシヨウ集団 標 準 偏 差	遺伝的獲得量 ($s \times h^2 \times i_N$)		選 抜 効 果	
		選 抜 率 5%	選 抜 率 1%	選 抜 率 5%	選 抜 率 1%
<i>m</i>	<i>m</i>	<i>m</i>	<i>m</i>	%	%
6	1.01	1.71	2.20	29	37
8	1.13	1.91	2.46	24	31
10	1.24	2.10	2.70	21	27
12	1.34	2.27	2.92	19	24
14	1.42	2.40	3.10	17	22
16	1.50	2.54	3.27	16	20
18	1.58	2.67	3.45	15	19
20	1.64	2.77	3.58	14	18
22	1.71	2.89	3.73	13	17
24	1.77	2.99	3.86	12	16
26	1.83	3.09	3.99	12	15
28	1.88	3.18	4.10	11	15
30	1.93	3.26	4.21	11	14
32	1.98	3.35	4.32	10	14
34	2.03	3.43	4.43	10	13

その分だけかけられて遺伝的獲得量が得られているが、実際はこの集団平均値そのものが間伐等による選択を受けているのだから、その選抜差 i_M にも、遺伝力によるわりびきをおこなわねばならない。この点を無視することによって選抜の効果は過大に評価されることになる。

第 3 に、算出された遺伝的獲得量は、選出されたすべての個体が同様に増殖され、再造林され、そして成長した場合のもので、この際間伐によつて劣つたクローンが除かれてゆくことを考慮していない。すなわち、この点からは、改良の効果は過小に評価されているのである。

このようなかんがえから、生育段階による集団内容の変化にもう少し立ち入った注意をはらいながら、考えをめぐらしてみたい。この際、各段階で選ばれたものが、全く選択を加えない材料にくらべて、植栽の当初にどのくらいの能力差を持つか、という問題をたてるのがよいであろう。もとより、林木は個体ごとに生育の経過がことなり、初期に成長のはやいものが必ずしも老齢期にも優位をしめるとは限らないが、いまはそのような点を無視し、集団の分布型の中での各個体の位置は生育の全過程を通じて変わらず、また、もし間伐がなく全個体が自由に生育しうらば、変動係数にも変化がないものとの仮定をおくことにする。

選抜が生育のどの段階でおこなわれるにしても、第 16 図に描いた最大の正規分布、すなわち、仮定的な未選抜集団の平均値から選抜個体群の平均値までの選抜差をはかれば、これは同じ材料の選抜時の残存集団内での選抜差 i_N と、残存集団そのものの平均値のズレ i_M との和に相当する。したがつて、選抜個体群から増殖された選抜集団がどれだけすぐれているかを示す数値は、 $i_N + i_M$ に遺伝力をかけて得られ、この値に平均樹高 $6m$ のときの標準偏差 $1.01m$ をかければ、未選抜材料がこの平均樹高に達するであろうときに選抜集団が示すはずの遺伝的獲得量が算出される。

計算は、第 20 表に示すようにおこなわれる。表の結果によれば、選抜率 5% のときには、選抜時期のいかにかわからず、ほぼ $1.74m$ の遺伝的獲得量が得られ、したがつて、効果の比率は $1.74/6.00 = 0.29$ 、すなわち 29% に相当する。選抜率 1% のときには、高齢時に選抜するほど効果が小さくなるよう

第 20 表 選抜による植栽材料の素質向上
未選抜集団の平均が $6m$ に達する生育段階での遺伝的獲得量であらわす

選 抜 時 平均樹高	変動係数 の 比 率 (RCV.)	RCV. × 選抜差 (i_N)		平均値 向上量 (i_M)	$i_N + i_M$		$(i_N + i_M) \times h^2 \times s_0$	
		選抜率 5%	選抜率 1%		選抜率 5%	選抜率 1%	選抜率 5%	選抜率 1%
m							m	m
6	1.000	1.90	2.45	0.00	1.90	2.45	1.71	2.20
8	0.842	1.60	2.06	0.34	1.94	2.40	1.74	2.16
10	0.736	1.40	1.80	0.53	1.93	2.33	1.73	2.09
12	0.660	1.25	1.62	0.67	1.92	2.29	1.73	2.06
14	0.601	1.14	1.47	0.79	1.93	2.26	1.73	2.03
16	0.554	1.05	1.36	0.88	1.93	2.24	1.73	2.01
18	0.519	0.99	1.27	0.96	1.95	2.23	1.75	2.00
20	0.487	0.93	1.19	1.02	1.95	2.21	1.75	1.99
22	0.460	0.87	1.13	1.07	1.94	2.20	1.74	1.98
24	0.434	0.82	1.06	1.12	1.94	2.18	1.74	1.96
26	0.413	0.78	1.01	1.16	1.94	2.17	1.74	1.95
28	0.396	0.75	0.97	1.20	1.95	2.17	1.75	1.95
30	0.381	0.72	0.93	1.23	1.95	2.16	1.75	1.94
32	0.367	0.70	0.90	1.25	1.95	2.15	1.75	1.93
34	0.352	0.67	0.86	1.27	1.94	2.13	1.74	1.91

備考： i_M は第 16 表 A 欄と同じ。縦軸の移動量を平均樹高 $6m$ のときの標準偏差（比数では RCV. = 1.000, 実数では $s_0 = 1.01m$ ）を尺度にしてはかつたもの。

な結果が出たが、これは第 17 図で大小の曲線の右側がよく接しないためのカタヨリによるものと思われる、上層間伐が実行された場合以外には不合理である。だから、効果が小さくなるのはあやまりとし、比較的選抜時期が若いときの値 2.16 m を代表値として採用することにした。したがって、効果の比率は $2.16/6.00=0.36$ 、すなわち 36% である。これらの数値は、第 19 表の平均樹高 6 m のときの数字と、ほぼ完全に一致した。

こうして、5% あるいは 1% の率で選抜された材料は、植栽当初の樹高成長能力で 29% あるいは 36% の改良になつており、間伐されるものをふくめて考えれば、たしかにそのくらいの能力差があるであろう。しかしながら、生育の各時期における立木の樹高の比較では、未選抜集団にも間伐によつて選択がおこなわれるため、その平均値は大きくなり、みかけの選抜効果は小さくなる。その程度を推定するには、計算基礎がかなり薄弱だからあまり立ち入つたことはできないが、2~3 の仮定をおぎなつて試算をおこなつてみると、平均樹高 20 m のときの遺伝的獲得量が選抜率 5% で 2.7 m と算出され、これもまた第 19 表の結果と非常に近い。

以上の結果から総合して、どの生育段階に選抜がおこなわれても、それによる改良効果はみかけ上第 19 表に示す値とほぼ一致するものと考えてよいであろう。

C) その他の形質：樹高以外の各形質についても、樹高のときと同じような論議が必要であらうが、かんじんの間伐による平均値の向上量が求められないので、同様な論議は不可能である。したがって、第 19 表と同様に各段階で選抜されたものが、等しい環境下で、その同じ段階まで生育したときのミカケの効果を計算するよりしかたがない。

ミキの太さについての計算の結果は第 21 表のとおりである。前回の推定値にくらべて、いくらか大きい値が得られている。

第 21 表 胸高周囲の各生育段階ごとに個別に算出された選抜効果
(第 19 表と同様にして算出)

平均 胸高周囲	ミシヨウ集団 の標準偏差	遺伝的獲得量 ($s \times h^2 \times i_N$)		選 抜 効 果	
		選 抜 率 5%	選 抜 率 1%	選 抜 率 5%	選 抜 率 1%
cm	cm	cm	cm	%	%
20	5.26	8.39	10.83	42	54
40	8.71	13.90	17.93	35	45
60	11.57	18.47	23.81	31	40
80	14.23	22.71	29.29	28	37
100	16.70	26.65	34.37	27	34
120	19.03	30.37	39.16	25	33
140	21.27	33.95	43.77	24	31
160	23.40	37.35	48.16	23	30

その他の形質については、比較的重要性が低いので、その計算を省略する。もし必要があるならば、すでにのべたデータから直ちに計算できる。

D) 材積：樹高と胸高周囲の選抜効果がわかればその数字を用いて、材積についての効果もほぼ見当をつけることができる。

材積を決定する第 3 の要素である胸高形数は、この報告であつかつた“ミキの細り”と関係があるにちがいないが、この両者の間の相関関係ははつきりとはつかまれていないので、ここでは一応無視することにする。ことに現行の精英樹選抜で、この形質には意識的な考慮がはられていないことであるから、選抜効果を問題とするのにもこれをふくめない方が適当であらう。ただし、樹高と細りの間には弱い逆相関

があるから、樹高の選抜にともなつて形数もいくらか向上し、材積の上により影響を与えるはずである。

樹高についてはすでにのべたとおり、選抜集団の植栽当初における素質の向上は、選抜率 5% および 1% に対してそれぞれ 29% および 36% にのぼる。胸高周囲についてはこれに対応する数字が得られていないのだが、樹高の場合と同様に第 21 表が流用できるものと仮定し、ただ、いくらか内輪にみつめるため、同表の上から 2 段目、平均周囲 40 cm のときの値を用いる。すなわち、選抜率 5% および 1% のそれぞれに対して、植栽材料の素質向上は 35% および 45% であると仮定する。したがつて、材積成長については、

$$\text{選抜率 5\% のとき,} \quad 1.29 \times (1.35)^2 = 2.35$$

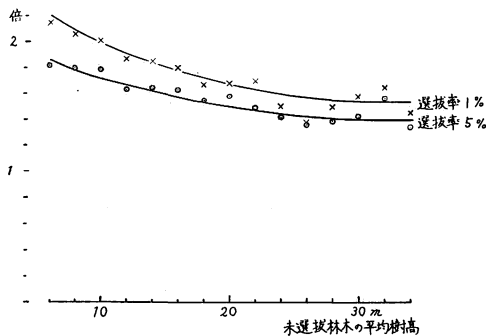
$$\text{選抜率 1\% のとき,} \quad 1.36 \times (1.45)^2 = 2.86$$

第 22 表 樹高および太さの選抜による単木材積の増加

平均樹高 <i>m</i>	平均 胸高周囲 <i>cm</i>	材 積 比	
		選 抜 率 5%	選 抜 率 1%
6	25	2.53	3.12
8	33	2.33	2.83
10	42	2.17	2.63
12	50	2.07	2.50
14	59	2.01	2.39
16	67	1.96	2.32
18	76	1.91	2.23
20	84	1.87	2.18
22	93	1.82	2.13
24	101	1.78	2.08
26	110	1.76	2.03
28	118	1.73	2.00
30	127	1.72	1.97
32	135	1.70	1.95
34	144	1.69	1.92

備考：材積比は未選抜材料の立木平均材積を 1.00 とする比率。第 19, 21 表の選抜効果に 1 を加えたものに相当する。

選抜材林分の蓄積比率



第 19 図

樹高と太さの選抜によつて期待される蓄積の増加選抜を加えない普通の林分が横軸の平均樹高に達するときに、選抜木だけの集団は縦軸に示す比率の蓄積を持つであろう。そのほか、この図にはあらわされていないが、それまでにあげた間伐収獲も、普通林分よりずつと多いはずである。

すなわち、各選抜率に応じて、植栽材料の素質向上量は約 2.4 倍および約 2.9 倍となることが期待される。

上の数字は、未選抜および選抜の両集団が植栽され、その全個体が伐期まで自由に生育すると仮定した場合のもので、これから間伐木を引き去つた後の各段階における立木の平均材積の増加量は、第 19, 21 表を総合して求められる。ただし、この両表で、生育段階は樹高、胸高周囲とそれぞれ別個の基準で区分されているので、樹高と胸高周囲の相関図によつて平均樹高に対する平均周囲を求め、それから第 22 表の結果が得られる。この数字は、未選抜集団が間伐を経て左側の太さに達するであろうとき、選抜集団の平均単木材積が達するであろう比率を示すものであつて、伐期におけるその増加量は選抜率 5% および 1% のとき、大体 7~9 割増および 9~12 割増と考えてよいであろう。

単位面積あたりの蓄積は、木が大きくなればどうしても立木本数が減るため、上記のような割合ではふえない。未選抜、選抜両集団の平均樹高に対応する *ha* あたり本数の概数を第 15 図から求め、その逆比を第 22 表にかけて蓄積の比率を算出する。*ha* あたり本数の推定が概略であるために、こうして求められる数字は規則正しい変化を示さないが、これを図上で修正すれば第 19 図の曲線が得られる。同図から判断して、蓄積の増加は 5% 選抜で未選抜集団に対

して4～6割, 1% 選抜で5～8割の増大と考えることができよう。

(3) 将来に残された問題点

ミシヨウスギ, 特に北九州地方に植栽されるミシヨウスギの正味の表現型変動量については, ほぼ誤りのない推定がおこなわれたものと考えられる。さらに, 兵庫および千葉のミシヨウスギの例を考えにいれば, この代表値が, ただ単に北九州ばかりでなく, かなり広い範囲に適合するものであろうとの予測もたてることができよう。

しかしながら, 環境分散の推定には, 今回のものだけではまだ材料が不足であつた。さらにいくつかのクローンについて測定をおこない, 遺伝変動のない集団の示す変動値, すなわち環境変動の大きさを, もつとうたがいの余地なく定めることが大切である。

このような難点はあるが, それでもサンキで増殖する場合に適用される広い意味の遺伝力には, かなり信頼のおける推定値が与えられ, その信頼限界がつけられた。そして, このようなミシヨウスギ集団からの選抜によつて, どのような改良効果が得られるだろうかという点にも, かなりはつきりした見とおしがたてられることになつた。

しかしながら, 一方, タネ繁殖の場合に適用される狭い意味の遺伝力については, まだ確定的なことをいいうる段階には至らなかつた。ただ, 前回報告した推定値がかなり過小に出ていたことは, 今回蓄積された知識によつてはつきり指摘することができ, 過小に出ていたことの理由づけも, すでに論議したとおりあまり困難なことではない。すなわち, 狭い意味の遺伝力が広い意味のそれにくらべてそんなに小さくはならないこと, つまり, 全遺伝変動の中で遺伝子変動がかなりの部分をしめており, 精英樹選抜によつて有効遺伝子を集積することが非常に効果のある育種方式であろうことを, かなりの確信をもつていうことができる。今後はさらに, その遺伝子分散の推定値を確定するため, もつと多くの母樹別系統の林分をさがし, 調査を続行する必要がある。

遺伝子分散の推定に関連して最も問題になるのは, 間伐という選択がともなうことをどう処置するかである。

全遺伝分散をとりあつかうときには, 選択が加えられていても, それがともに普通の間伐によつていかぎり, ミシヨウとクローンの分散の差が全遺伝分散であることにまちがいない。選択の影響は, 単に, 全遺伝分散そのものの値が大きくなるか小さくなるかを定めるだけで, 推定方法によるかたよりは生じないはずである。

ところが遺伝子分散については, その推定方法が母樹別集団と混合集団との分散の差, あるいは母樹系統間の分散成分, のどちらもが, 遺伝子分散の $1/4$ にあたるということの上に立っている。そしてこの前提は, 対象集団が F_2 集団であつて, その成員すべての間に平等な交配チャンスがあり, 母樹および子供個体の選定がランダムにおこなわれるという条件のもとに成立しているのである。したがつて, これらの間に選択がおこなわれるならば, 前提条件が変わつてしまうので, 上の方法で推定された遺伝子分散の値には, 当然ゆがみをともなうことになる。

選択は林木にとつて必然的のものである。タネマキ, 育苗の初期の段階からすでに, 劣つた個体はマビキによつて除外され, さらに床替えにあたつてクズ苗として廃棄される。著者らはさきに遺伝力推定の材料として, 母樹別の苗の養成中, 選択をおこなわないように, マビキを全く無作為化したところ, 苗の大小の差がはなはだしくなつて, とうてい林地に植え出すことができないものになつた経験を持つている。

すなわち、選択がともなわなければ正常な森林はできないといつても過言ではない。

統計処理という方式は、通常、選択が加えられた材料に対しては無効である。しかしながら、その選択が必然であり、選択の強さをあきらかにしうる場合には、選択そのものをもひとつの要素として考慮した処理法があるはずである。遺伝子変動をどのような形で推定すべきか、その方式を定めることが、今後に残される最も大きな問題であろう。同時に、今後おこなわれる次代検定計画においては、選択がどのようにおこなわれたかをあきらかにする記録が完備されなければならない。

最後に、その他の樹種について、今後どのような研究を進めるべきかを考えてみたい。ひとことでいうならば、スギ以外の樹種においては、研究はきわめて困難である。それらの樹種の大部分はタネで繁殖されるのが通常であるから、単一母樹の子供群が相当数見いだされるならば、狭い意味の遺伝力の推定が可能となるのだが、このような材料がどのくらい存在するかきわめて疑わしいといわねばならない。幸いスギに次ぐ重要樹種であるアカマツ、クロマツでは、母樹別試験地がたしかに存在しており、また今後発見される可能性もかなりあるので、これらを十分に活用せねばならないが、その他の樹種では、ほとんど望みがないのではあるまいか。われわれはむしろ、これからそのような試験林を造成することに努力せねばなるまい。

さしあたりわれわれとしては、これらの樹種の正味の表現型変動量がどのくらいあるか、について調査をおこなつて、スギの場合からの類推によつて育種事業を遂行すべきであろう。そして一方では、上記の試験林を設けることに努力し、また現在おこなわれている選抜によつて、はたしてどれだけの改良効果が得られたかを適確につかむための準備にも万全を期すべきであろう。このようなデータもまた、遺伝変動推定の有効な手段となるものである。

4. あ ら ま し

(1) 北九州地方のミシヨウスギの老幼 21 林分を調査し、樹高等各種の量的形質について、マクロな環境変動を除いた正味の表現型変動を求めた。別に、スギの 1 クローン (クモトオシ) の 5 林分から、遺伝変動を含まない集団の正味の変動量、すなわちマクロな環境変動を除いてもなお残存する環境変動量を求め、両者の差をとることによつて、ミシヨウスギの全遺伝変動の大きさが求められた。

(2) 対数化してとりあつたクローン直径を除いては、他の形質については、変動値はすべて平均値の増大にともなつて大きくなつたが、標準偏差あるいは分散がそのまま平均値に比例するというような簡単な回帰でその変化をあらわすことはできなかつた。すなわち、標準偏差が平均値の b 乗に比例するという形で、比例常数とべき指数が定められたが、樹高については b はほぼ 0.4、ミキの太さおよび細りについてはほぼ 0.7、カワの厚さについてはほぼ 1.0 となつた。

(3) ミシヨウスギの表現型変動の中にしめる全遺伝変動の割合、すなわち広い意味の遺伝力は、樹高ではほぼ 9 割、ミキの太さではほぼ 8 割、ミキの細りおよびクローネのひろがりではほぼ 7 ~ 8 割であつてきわめて高く、カワの厚さではやや低くてほぼ 4 割程度であつた。カワの厚さの測定法にはかなり誤差があるようだから、それを改善すれば、もつと高い遺伝力が得られるかもしれない。

(4) 兵庫県で見いだされた母樹別造林地 4 系統を調査し、混合タネによる造林地との比較で、上記各形質 (カワの厚さを除く) の遺伝子変動量を推定しようと試みた。資料数が不足なために推定値をうることはできなかつたが、前に報告した推定値よりは比較にならぬほど大きいだろうと推察する根拠は得られ

た。前報のデータを解析し直して、前回過小な推定値を与えた理由を考察した。

(5) 樹高の変動係数が生育にともなつて減少する理由が、間伐にともなう選択にあることを推定し、間伐の選抜効果を算出した。これらの結果をおり込んで、精英樹選抜(サンキ繁殖)による改良効果を算出し、選抜率を樹高、ミキの太さともに 5%(1%) とするとき単木材積の増大は、植栽木の素質の平均としては約 2.4 倍(2.9 倍)にあたり、その後間伐によつて未選抜集団の平均があがるため、みかけの選抜効果は低下して、伐期においては 7~9 割増し(9~12 割増し)になるであろうことを知つた。単位面積あたりの蓄積にすれば、立木本数が減るために、比率はさらにさがり、4~6 割(5~8 割)の増大にとどまるであろう。

(6) 遺伝子変動量——狭い意味の遺伝力——が全遺伝変動内のでかなりの部分をしめるだろうということが、ほぼあきらかになつたので、選抜精英樹を採種園の形でタネでふやしても、かなりの改良効果が得られるものと期待される。

(7) 間伐にともなつて必然的に選択が加えられることがたしかめられ、遺伝子変動の推定方式に再検討を加える必要が生じた。これは、次代検定の設計方法とも関連して、今後検討すべき重要な問題である。

文 献

- 1) JENSEN, H.: The establishment of forest tree seed orchards at Ramlösa 1941~1954. Acta Horti Gotoburgensis 19, 5, (1954)
- 2) LARSEN, C. S.: Forest tree breeding. Royal Vet. and Agr. Coll. Copenhagen. Yearbook, (1934)
- 3) ———: The employment of species, types and individuals in forestry. Royal Vet. and Agr. Coll. Copenhagen. Yearbook, (1937)
- 4) ———: Genetics in silviculture. Edinburgh and London. (1956)
- 5) LINDQUIST, B.: Genetics in Swedish forestry practice. Stockholm. (1948)
- 6) LUSH, J. L.: Heritability of quantitative characters in farm animals. Proc. 8th Internat. Congr. Genet. (1948), Hereditas Suppl. Vol. (1949), p. 356~375
- 7) 佐藤敬二: 林木育種, 朝倉書店, (1949~1950)
- 8) SNEDECOR, G. W. (畑村等訳): 統計的方法, 岩波書店, (1952)
- 9) 戸田良吉: スギの林分内変異量と遺伝力, 林試研報, 100, (1957), p. 1~21
- 10) ———: タネ繁殖の場合のスギの樹高と胸高直径の遺伝力, 林試研報, 112, (1959), p. 33~47
- 11) WRIGHT, J. W., BINGHAM, R. T. and DORMAN, K. W.: Genetic variation within geographic ecotypes of forest trees and its role in tree improvement. Jour. For. 56, 11, (1958), p. 803~808

Studies on the Genetic Variance in Cryptomeria.

Ryookiti TODA

(Résumé)

Total genetic variances of several quantitative characters were studied in seed-grown cryptomeria stands in northern Kyusyu area. Net phenotypic variances were estimated from the data surveyed in 21 stands of different ages, the macroscopic environmental variances being eliminated by the method of analysis of variance. Five stands, which represented a

clone—named Kumotoosi—, provided the material for the estimates of the residual environmental variances.

The estimate of variance changed in relation to the size of the mean value, except in the case of the crown diameter where the data were all calculated in logarithmic value. But the regression of the variance to the mean was not simple. Namely, the regression was written in the form of $s = a\bar{x}^b$, where s and $\bar{x}$ represented the standard deviation and mean, respectively, a and b being parameters. The estimate of b for tree height was about 0.4, for stem girth and stem taper about 0.7, and for thickness of bark about 1.0.

The calculation of heritability in the broad sense or the relative amounts of the total genetic variance within the phenotypic variance resulted in the following estimates: for tree height ca. 90 per cent, for stem girth ca. 80 per cent, for stem taper and crown diameter ca. 70~80 per cent, and for thickness of bark ca. 40 per cent. As measurement of the latter seems to be accompanied by a considerable amount of error, the estimate of the heritability may increase when the method of measurement is improved.

On the other hand, the survey in the four stands, each stand grown from the progeny of a separate mother tree in an old stand, allowed the study of the genic variance of the above characteristics. The number of the progenies was not sufficient to make estimates in a numerical value, yet it was certain that the genic variance or the heritability in the narrow sense was not as small as that which was estimated and given in a former article by the same author (TODA et al. 1959). The data of the former article were re-examined and the reason for the under-estimation was discussed.

It is likely that the decrease of the coefficient of variation is due to the selecting effect of thinning. As the theoretical decrease of the number of trees per unit area calculated from the decrease of coefficient of variation has agreed quite well with the decrease seen in the yield table, the assumption seems to reflect reality. Considering these circumstances, the author calculated the effect of selection when the selected trees are propagated vegetatively. The results show that a five per cent rate of selection in both tree height and stem girth yields an increase of about 2.4 times in the potential productivity of initial planting material when compared with the non-selected population, while a one per cent rate of selection yields an increase of about 2.9 times. The rate decreases when the mean of the non-selected population is improved by thinning, and the average volume of the selected material when compared with that of non-selected population at the period of felling will be greater by 70~90 per cent in the case of five per cent selection and 90~120 per cent in the case of one per cent selection. The rate of decrease in the number of stems per unit area will be greater in the selected population, yielding a final superiority in the standing crop of only 40~60 per cent in the first case, and 50~80 per cent in the second case.

Because the genic variance seems to occupy a considerable part of the total genetic variance, it is possible that the effect of selection will be substantially high even when the selected materials are propagated sexually by means of seed orchards.

It becomes a matter claiming urgent attention to re-examine the formula for the estimation of genic variance, as it is confirmed that the selection accompanying thinning is essential for a forest tree population. This is quite important as it influences the method of progeny testing.