

# 次代検定林等の調査データの 立地要因による修正方法の開発



## 次代検定林等の調査データの 立地要因による修正方法の開発

### I 試験担当者

造林部遺伝育種科長	勝 田 柁 (主査)
“ 遺伝育種第1研究室	明 石 孝 輝
“	松 崎 智 徳
土壌部地質研究室	河 室 公 康
九州林木育種場	戸 田 忠 雄
“	西 村 慶 二

### II 試験目的

精英樹選抜育種事業による選抜効果の判定や、各精英樹の今後の育種材料としての評価のため次代検定林が設定され、すでに10年以上のデータが集積されている。次代検定林は農作物の畑地における検定と異なり、林地の斜面の上下にもとづくような立地変化があり、そこから得られたデータを直接分析しても、その立地の影響のため正しい系統評価ができない場合がある。多くの次代検定林は乱塊法で設定されているが、この方法は、立地変化を反復効果として除去できるように、反復間に立地変化が生じるようにとり、反復内をなるべく均一にして、その中に各系統をランダムに配置して検定精度を向上させることにねらいがある。このため乱塊法を林地に適用する場合は、斜面の上下に反復をとり、立地変化を反復効果として除去できるようにしなければならない。しかし、実際の検定林では、傾斜方向と平行して反復を配置してある場合もある。また、設定時に予測できなかった立地変化が、データ採取時に認められる場合等、系統評価は歪められる。このようなデータについての立地修正法について述べる。

### III 試験の経過と得られた成果

#### 1. 土壌の物理的要因によるデータ修正

土壌の物理的要因によるデータ修正は、九州林木育種場管内の次代検定林（菊池矢部スギ2種検定林第1試験地）と、関東林木育種場管内のカラマツ高峯遺伝試験林および福島県管内スギ次代検定林（いわき市田人大字荷路夫字焼倉1-1）の3箇所で行った。

##### 1) 菊池矢部スギ2種検定林第1試験地の立地修正

この検定林は、スギの12クローンを3反復の乱塊法で1プロット10行×5列=50本で植栽してある。本試験では、このプロット平均値をデータとして用いた。以下にデータ修正の基本的な考え方を述べる。

林地に乱塊法で設定された検定林から得られたデータ（プロット別平均値）は次のような数



学的モデルで示される。

$$X_{ij} = m + C_i + B_j + E_{ij} + e_{ij}$$

この式において

$X_{ij}$  :  $i$  系統の  $j$  反復区のデータ (プロット平均値)

$m$  : 全データを通ずる平均値

$C_i$  :  $i$  系統の効果

$B_j$  :  $j$  反復の効果

$E_{ij}$  :  $i$  系統の  $j$  反復区のデータにともなう立地効果 (マクロな環境効果)

$e_{ij}$  :  $i$  系統の  $j$  反復区のデータにともなうミクロな環境効果 (測定誤差を含む)

この式の中のマクロな環境効果  $E_{ij}$  を取り除くことがデータ修正の目的である。その方法として、まずマクロな環境効果の原因となる因子を説明変数とし、データを従属変数とした重回帰式により各データに含まれるマクロな環境効果を推定する。その推定値と実際のデータとの差が、立地修正されたデータであり、その値の数字的モデルは上式から  $E_{ij}$  項を取り除いたものとなる。なお、この試験ではスギサシキクロンが材料であるから系統はクロンである。

この試験で取り上げた説明変数は表-1のとおり9変数であり3反復を通じ一つの重回帰式で推定することとした。説明変数の中で凸凹とあるのは、プロットの四隅の一定高から対角線方向へ水平に紐を引き、プロットの中心である交点での平均高を求めデータとした。

立地効果を説明する最適変数の選択法として、逐次増減法を用いた。この結果、得られた変数は有効深度、25cm位置の硬度、頂上方向への傾斜角度、頂上方向の直角方向への傾斜角度が選定された。この重回帰式についての重相関係数は0.457であった。回帰分析の結果は表-2のとおりであり、有意ではなかったが有意に近い値が得られた。この重回帰式で推定される値には、クロン効果を含まないで著しく重相関係数の高い重回帰式が得られることはあり得

表-1 説明因子の一覧表

説明因子	記号	備考
A <sub>0</sub> 層の深さ	AL	
B <sub>1</sub> 層を含めた深さ	BL	無い場合はALと同じ
B <sub>2</sub> 層までを含めた深さ	TL	100 cm以上は100 cm
根の多い部分の深さ	RL	A層内での
10cm深さの硬度	SH	地面下10cm位置
25cm深さの硬度	DH	地面下20cm位置
窪みの程度	RO	プロット中心位置の
縦の傾斜高度	CA	斜面の頂上方向
横の傾斜高度	RA	CAと直角方向

ない。すなわち、各データに含まれるクロン効果が大きいければ大きいほど重相関係数は小さくなる。したがって重相関係数の大きさや回帰式の有意性にこだわることは適当ではない。得られた重回帰式は次のとおりである。

表-2 重回帰式の検定のための分散分析

要因	d. f.	S. S.	M. S.	F
回 帰	4	4.417	1.104	2.484
残 差	31	13.778	0.444	
全 体	35	18.195		

$$Y = 1.308 + 0.0244TL + 0.1551DH - 0.0426CA + 0.0916RA$$

修正によってデータの精度向上が認められるかどうかは、修正前後のデータの分散分析を行い、修正後のクロン間差の検定精度が向上したかどうかによって決定される。この結果は表-3に示すとおりであり、修正前に有意性の認められなかったものが修正後に有意性が認められ修正効果が確認された。なお、修正データの分散分析で( )内に示した数値は、回帰分析の自由度と平方和を、誤差の自由度と平方和からそれぞれ差し引き求めた誤差、すなわち、重回帰式分の自由度の減少を取り入れた誤差である。この値でクロンを検定した結果は( )内に示してあるが、この結果においてもクロン間に有意性が認められ精度向上が確認された。

表-3 修正前後のデータについての分散分析

要因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	2	0.295	0.148	0.318	0.332	0.166	0.679
クロン	10	8.039	0.804	1.732	7.952	0.795	3.251** (2.598)*
誤 差	20	9.285	0.464		4.892	0.245	
(誤差)	(16)				(4.892)	(0.306)	
全 体	32	17.169			13.176		

註) ( ) は回帰分の自由度を減らして検定

## 2) カラマツ高峯遺伝試験林の立地修正

この試験地に植栽されてある材料は、カラマツの人工交配により得られた家系別苗木を乱塊法で設定したものであり、この試験地内の2反復について立地修正を試みた。

立地修正で取り上げた説明変数は、土壌の物理的性質であり、A層の深さ、土壌の有効深度、10cm深さと25cm深さの土壌硬度、表土の容積重、表土の粗孔隙量、表土の細孔隙量、表土の全孔隙量、根の容積、固相部分容積、液相部分容積、最大容水量、最小容水量、透水性、ササの



伸びである。

修正するための重回帰式は、統計的に有意に得られたが、この重回帰式を用いて修正したデータについての分散分析の結果には、修正効果が全く認められなかった。

なお、ここで取り上げた説明変数は、その測定に多くの手間を要するので實際上、利用価値の低いものであり、精度向上の認められなかったこととあわせ、この方法の試験の継続を断念した。

### 3) 福島県スギ次代検定林の立地修正

この試験では、前述の重回帰式の説明変数に取り上げた土壌の物理的因子の中で、現地で容易に調査できるものとして、土壌の有効深度、A層の深さ、深さ10cmと20cm位置の土壌硬度とした。しかし、従属変数を樹高と胸高直径とした重回帰式には全く有意性が認められず、この方法の継続を断念した。

## 2. 植栽配列の流れにそって修正する方法

### 1) 九州林木育種場管内のクローン検定林における適用例

この検定林は、熊本県菊池郡旭志村桜ヶ水国有林5林班い小班、1968年設定のスギのクローン検定林である。立地修正を前提として設定したため反復を斜面と平行にとってあり、図-1に示すように、乱塊法で設定された状態の各プロットの両側をはさみ斜面方向へ5列の

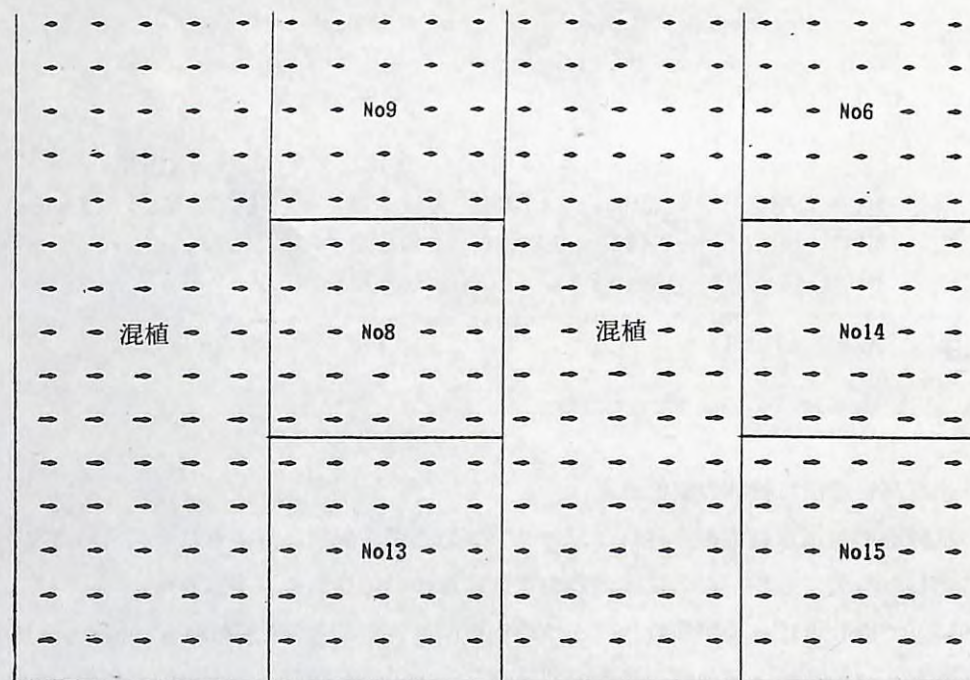


図-1 立地修正を前提とした次代検定林のプロット配置の一部分

立地修正用の材料が植栽されている。

修正の第1の方法は、各個体の植栽配置上の行または列番号を説明変数とし、各個体のデータを従属変数とした重回帰式により立地効果を推定し、その推定値と未修正データとの差を修正データとする方法である。なお、立地効果についての数学的モデルは、前節で説明した数学的モデルと同様である。本例での重回帰式の計算には、修正区である単木混交植栽区のデータのみを用いた。

第2の方法は、行列の番号の代わりに各プロットの配置上の行、列の番号を、また、各個体のデータの代わりにプロット平均値を用いる方法である。この重回帰式の計算には、クローン単植区のプロット平均値と、それに隣接する単木混交植栽区のデータを、単植区と同じ大きさのプロットに区画し平均値を求めデータとした。

両方法とも説明変数として、行、列の1次から4次までを用い、その他、対角線方向の立地変化を捉える方法として、明石(1976)を用いた。この方法は行、列の番号から対角線方向の番号を算出し、その1次から4次までの説明変数を行、列番号とあわせて重回帰式を求める方法である。

5年生時のデータについて第1の方法で得られた重回帰式は次のとおりである。

$$Y = -2286.797155 + 0.0X_1 + 0.0X_1^2 - 0.0352271X_1^3 + 0.000319X_1^4 \\ + 176.0981328X_2 - 1.2046188X_2^2 + 0.0X_2^3 - 0.0000097X_2^4 \\ - 96.9877929X_3 + 0.6593182X_3^2 + 0.0X_3^3 - 0.0000033X_3^4 \\ + 0.0X_4 + 1.123472X_4^2 - 0.0074876X_4^3 + 0.0000366X_4^4$$

この重回帰式の第1項は定数であり、 $X_1$ は行番号、 $X_2$ は列番号を示す。 $X_3$ は植栽地の左下隅から右上隅への対角線方向の立地変化を示し、 $X_4$ は右下隅から左上隅への対角線方向の立地変化を示し、この対角線方向への変数はそれぞれ次式により算出される。なお、係数のゼロとなった項は不要であるが説明の便宜上記載した。

$$X_3 = X_1 + X_2 - 1$$

$$X_4 = X_1 + M - X_2$$

この式の中のMは、行または列の最高番号である。

表-4は、修正結果を示すものであり、修正効果を表わすために、反復ごとのクローン平均値を修正前後について求めた。この値をデータとして、同一反復については修正前後のデータ間について相関係数を求め、異なる反復間については修正前と修正後の両データについて相関係数を求めた。同一反復の修正前後についての相関係数(対角線上の値)は、その値が低い程、



表-4 立地修正前後の各反復のクローン別平均値をデータとして求めた反復間の相関係数(樹高5年生)

反 復	反復 1	反復 2	反復 3	混 植
反復 1	0.872	0.353	0.461	0.792
反復 2	0.609	0.818	0.218	0.619
反復 3	0.726	0.615	0.425	0.619
混 植	0.865	0.774	0.654	0.996

註) 対角線の右上の数値は未修正データの異なる反復間  
対角線上は同じデータの修正前後  
対角線の左下の数値は修正データの異なる反復間

大きい修正が行われたことを示し、異なる反復間の相関係数(修正前が対角線の右上、修正後が対角線の左下)は、その修正前後の値を比較し、修正後の値の大きさ向上で修正効果が示される。同表の同一反復として示した混植区では、0.996と値が大きく、ほとんど修正されなかったことを示し、反復3では、0.425と小さく、大きく修正されたことを示す。修正前の反復間では、反復2と反復3の値が0.218と小さいが、修正後には、0.615と精度向上が認められ、その他の反復間でも相当の精度向上が認められる。

第2の方法は10年生時のデータについて適用した。その重回帰式は次のとおりである。

$$Y = 7.4264481 - 29.133286X_1 - 8.513877X_1^2 - 1.083224X_1^3 + 0.046112X_1^4 + 0.83354X_2^2 - 0.05937X_2^3 - 15.772627X_4 + 3.423554X_4^2 - 0.248039X_4^3 + 0.005997X_4^4$$

この重回帰式の算出において、各変数の3次項までの重回帰式で修正効果を検討したが修正向上が認められなかった。このため上記した重回帰式の説明変数の4次( $X_1^4$ )にみられるとおり、各変数の4次までを取り入れて検討し、この重回帰式を得た。

表-5に修正結果を示すが、記載は表-4と同様の要領である。ただし、混植区についての立地修正は実行しなかった。同表で注目されることは、修正前の異なる反復間の相関係数3個の中で、マイナス相関が2個もあることである。このことは、反復単位のクローン平均値の精度に信頼性のないこと

表-5 立地修正前後の各反復クローン別平均値をデータとして求めた反復間の相関係数(樹高10年生)

反 復	反復 1	反復 2	反復 3
反 復	0.736	-0.049	0.183
反復 2	0.517	0.616	-0.308
反復 3	0.676	0.609	0.784

註) 対角線の右上の数値は未修正データの異なる反復間  
対角線上は同一反復の修正前後のデータ間  
対角線の左下の数値は修正データの異なる反復間

を示すことだが、修正後は、最低でも反復1と反復2の値が0.517と精度向上が認められる。この両反復の各クローン平均値が修正によって、どのように変化したかを図-2~図-4に示した。

各図ともX軸とY軸のそれぞれに異なる反復のクローン平均値をとった相関図である。いずれの図も修正後が修正前よりも対角線に近付き、データの精度向上が明らかである。

同じデータについて、分散分析で検討した結果は、表-6のとおりであり、未修正データでは全く、クローン間変動が認められなかったが、修正データではクローン間差が有意に認められた。また、表の下部に示すように、クローン間を検定するにあたり、重回帰式の自由度13を、誤差の自由度から差し引いて得た誤差の平均平方で検定しても有意であった。全反復を通ずる各クローン平均値が修正により、どのように変化したかを図-5に示した。同図は、X軸とY軸に修正前後のデータにもとづくクローン平均値をとった相関図であるが、両群の各クローン平均値に大きな違いは見られず相関係数0.89と大きい。つまり、未修正データでの反復単位でのクローン平均値の信頼性は低くても、3反復を通じた平均値の信頼性はそれほど低くなかったことを示す。それにもかかわらず、未修正データではクローン間に有意性を見出すことができなかった。この理由は、未修正データでの誤差分散の大きさに起因し、修正データの誤差

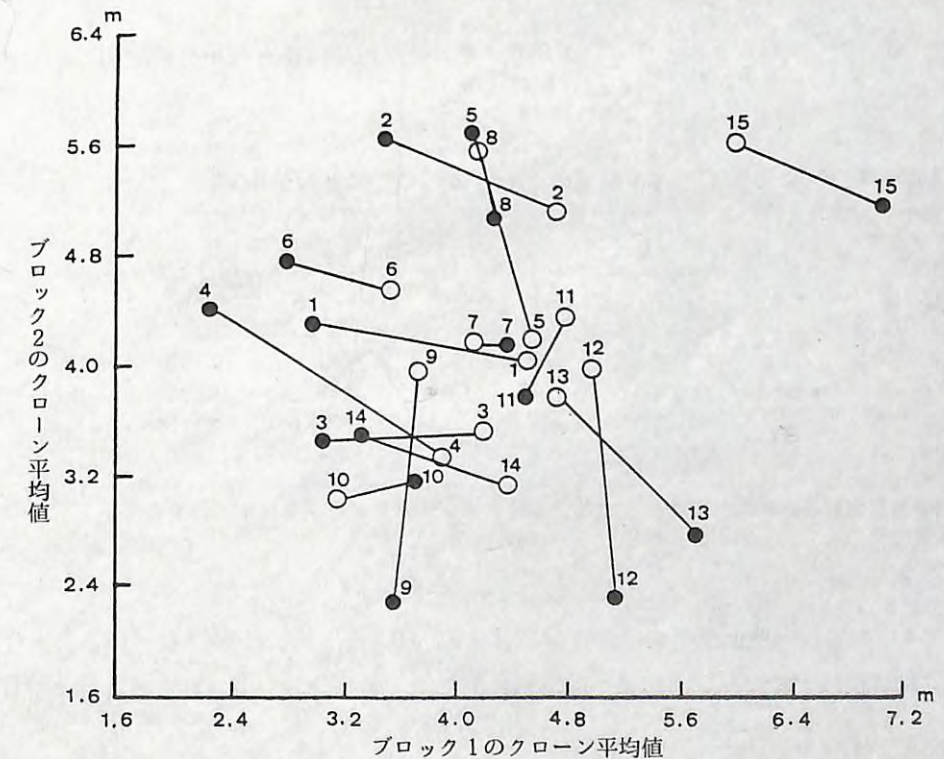


図-2 ブロック1とブロック2のクローン平均値の修正前後の相関図(黒丸が修正前、白丸が修正後)



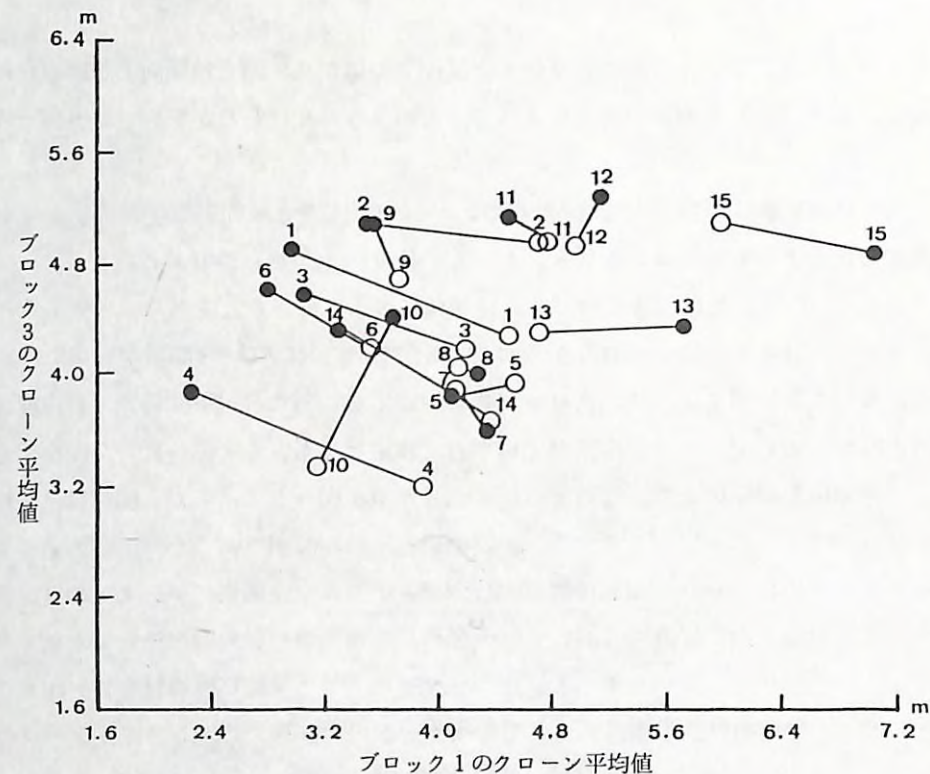


図-3 ブロック1とブロック3のクローン平均値の修正前後の相関図  
(黒丸が修正前、白丸が修正後)

表-6 修正前後のデータについての分散分析

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
ブロック	2	270.125	135.063	1.269	31.875	15.938	0.792
クローン	14	1305.625	93.259	0.876	1452.250	103.732	5.157 **
誤 差	28	2979.250	106.402		563.188	20.114	
全 体	44	4555.000			2047.313		

回帰の自由度を誤差の自由度から差し引き修正データのクローンを検定した場合  
誤差の自由度=15, 誤差の平均平方=37.546,  $F = 2.762^*$

分散 20.114 に対し, 未修正データの誤差分散は 106.402 と, 約 5 倍に達している。すなわち, この立地修正は, クローン平均値への影響は小さく, 誤差分散を小さくすることに寄与した。

以上はあらかじめ検定林の中に修正区を設けてある場合の結果であるが, 乱塊法においても, 各系統がランダムに配置されていることを前提としてこの方法を適用できる。

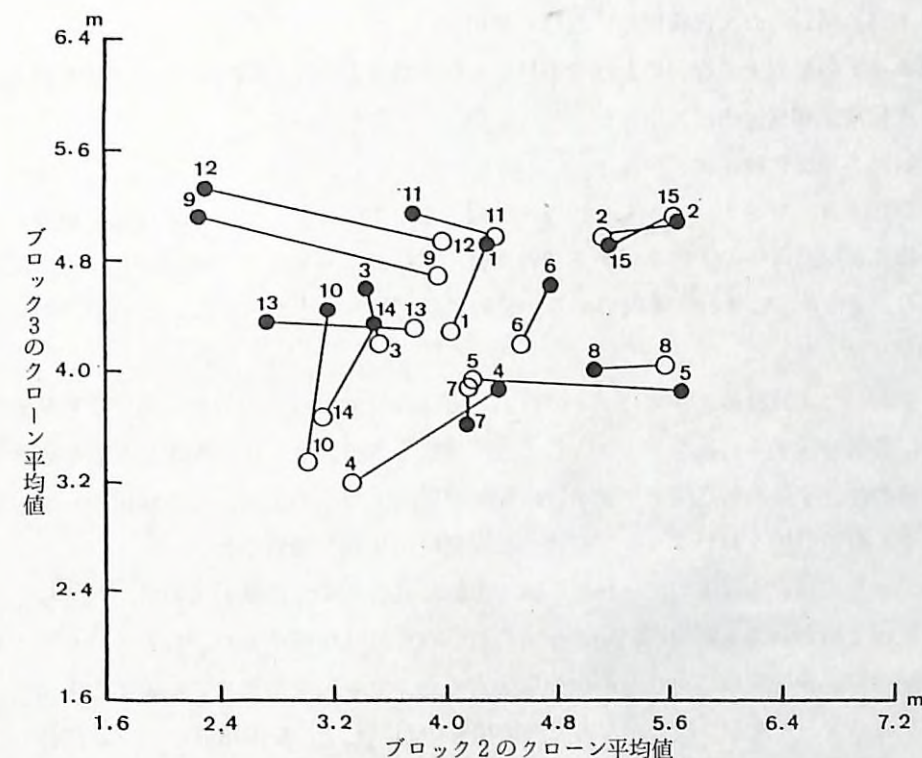


図-4 ブロック2とブロック3のクローン平均値の修正前後の相関図  
(黒丸が修正前、白丸が修正後)

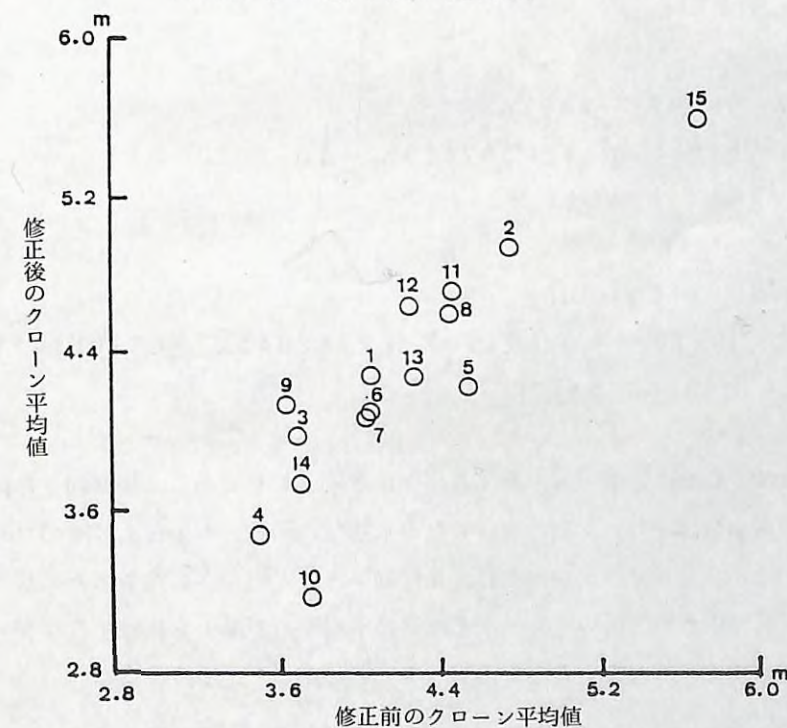


図-5 全ブロックを通じてのクローン平均値の修正前後の相関図



## 2) 関西林木育種場管内の次代検定林における適用例

植栽プロットの配置上の行列における番号を説明変数とした重回帰式による方法を関西林木育種場の次代検定林9箇所に応用した。

### (1) 西大阪局2号次代検定林

スギの16クローンを1プロット(10行×10列)100本単位で3反復の乱塊法で植栽した10年生の樹高と胸高直径のデータである。各反復内には16クローンだから16プロットが配置されており、その配置は4行×4列であり、分析にはプロット平均値を用いたので、1反復内ごと16データとなった。

前に説明したと同様に、各プロットの行、列方向の位置番号と対角線方向の番号を説明変数とし、各プロット平均値をデータとして重回帰式を求め立地変化を推定した。その推定値と実測値の差、すなわち修正データがどの程度精度向上をしたかは、この修正データと未修正データの分散分析を行いクローン間差の検定精度の比較で検討した。

このデータでは、1反復のデータに1個の重回帰式を求め、連続して設けられている2反復と3反復を総合して1個の重回帰式を求め、それぞれ立地修正した。なお、行や列の数の少ない場合は、説明変数にあまり高次の項をとると、クローン効果まで推定値の中に含めることになるので、1次や2次の項など低次の項を中心として、修正精度の向上と照合しながら最適の重回帰式を選択した。このような配慮は以下の検定林についても同様である。得られた重回帰式は次のとおりである。

樹高について

$$\text{反復1} \quad Y = 380.875 - 28.975X_2$$

$$\text{反復2, 3} \quad Y = 91.94776 - 129.087479X_3 + 20.559525X_3^2 + 0.971796X_3^3$$

胸高直径について

$$\text{反復1} \quad Y = 5.1375 - 0.505X_2$$

$$\text{反復2, 3} \quad Y = 0.857004 - 0.402179X_2 + 2.152845X_3 - 0.310621X_3^2 + 0.015625X_3^3$$

修正結果は表-7(樹高)と表-8(胸高直径)に示すとおりであり、精度向上は認められなかった。この理由は、クローン数が少ないために行数、列数とも少なく、そのために重回帰式の推定値の中にクローン効果が含まれ、立地効果として除去されたものと判断される。このことは、修正前後の分散分析のクローンと誤差の平均平方の減少を比較すればクローンの減少が誤差の減少に比較し大きいことから明らかである。

表-7 西大阪局2号次代検定林のデータについての分散分析(樹高)

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	2	7872.1	3936.1	1.000	5340.8	2670.4	0.712
クローン	15	112621.5	7508.1	1.907	75746.5	5049.8	1.346
誤 差	30	118137.9	3937.9		112591.0	3753.0	
全 体	47	238631.5			193678.3		

表-8 西大阪局2号次代検定林のデータについての分散分析(胸高直径)

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	2	0.90500	0.4525	0.394	0.95953	0.4798	0.451
クローン	15	36.09665	2.4064	2.093 *	21.38573	1.4257	1.339
誤 差	30	34.48834	1.1496		31.94386	1.0648	
全 体	47	71.48999			54.28912		

### (2) 西大阪局3号検定林

スギクローンの検定林で前述の2号検定林と全く同様のクローン数と配置方法であり、植栽材料も数クローンが異なるだけで同様に10年生時の樹高と胸高直径のデータである。

各反復が独立して設定されているので、3個の重回帰式を求めて立地修正を試みた。得られた重回帰式は次のとおりである。

樹高について

$$\text{反復1} \quad Y = 67.875 + 98.325X_1 - 19.625X_1^2 + 20.505X_2 - 44.25X_2^2$$

$$\text{反復2} \quad Y = 195.925 + 37.8X_3$$

$$\text{反復3} \quad Y = 262.125 - 18.675X_1 + 163.9625X_2 + 36.4375X_2^2$$

胸高直径について

$$\text{反復1} \quad Y = -1.05 + 2.3725X_1 - 0.4625X_1^2 + 3.6375X_2 - 0.7875X_2^2$$

$$\text{反復2} \quad Y = 1.82875 + 0.6475X_3$$

$$\text{反復3} \quad Y = 3.6 - 0.275X_1 + 1.9X_2 - 0.475X_2^2$$

修正結果は表-9(樹高)と表-10(胸高直径)に示すとおりである。実測データの分散分析ですでに精度向上は認められており、修正は必ずしも必要ではなかったが、方法の吟味のために行ったが精度向上は認められなかった。前データと同様で、クローンの平均平方の減



表-9 西大阪局3号次代検定林のデータについての分散分析(樹高)

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	2	256.0	128.0	0.044	255.0	127.5	0.080
クローン	15	162795.0	10853.0	3.723**	67493.0	4499.5	2.813**
誤 差	30	87453.0	2915.1		47978.0	1599.3	
全 体	47	250504.0			115726.0		

表-10 西大阪局3号次代検定林のデータについての分散分析(胸高直径)

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	2	2.05005	1.02502	1.322	2.04981	1.02490	2.646
クローン	15	47.78955	3.18597	4.110**	17.80200	1.18680	3.064**
誤 差	30	23.25366	0.77512		11.61865	0.38729	
全 体	47	73.09326			31.47046		

少量が誤差のそれに比較して大きく、クローン数の少ないことが原因と判断される。

## (3) 西大阪局8号検定林

スギクローンの検定林でクローン数やクローン別本数、樹齢等、前者、前々者のデータと同様である。ただし、3反復は積み重ねるようにしてあるため、各反復は連続しており、このため、重回帰式は3反復を通じた1個を用いて立地修正を行った。得られた重回帰式は次のとおりである。

樹高について

$$Y = 367.64031 + 0.576578X_1^2 - 0.026588X_1^3 + 3.010945X_2^2$$

胸高直径について

$$Y = 4.480257 + 0.001323X_1^2 + 0.022277X_2^2$$

修正結果は表-11(樹高)表-12(胸高直径)に示すとおりであり、精度向上は認められなかった。理由は前者、前々者と同様のことが考えられる。なお、この検定林は、プロット間に未植栽部分を含んでおり、現地を踏査していないが相当に複雑な地形であることが推測され、そのことによって立地変化をあらわす重回帰式が得られなかったことも考えられる。

## (4) 西大阪局13号検定林

スギサシキ36クローンの検定林で、各プロット4行×4列=16本であり、連続した5反復が設けられており、その5年生時の樹高のデータである。この検定林は反復4で1プロット、

表-11 西大阪局8号次代検定林のデータについての分散分析(樹高)

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	2	23385.0	11692.5	2.119	31449.0	15724.5	2.766
クローン	15	230075.0	15338.3	2.779**	169845.0	11343.0	1.992
誤 差	30	165563.0	5518.8		170541.0	5684.7	
全 体	47	419023.0			371835.0		

表-12 西大阪局8号次代検定林のデータについての分散分析(胸高直径)

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	2	2.42432	1.2122	1.356	3.36035	1.6802	1.822
クローン	15	26.79858	1.7866	1.999*	22.44482	1.4963	1.622
誤 差	30	26.81714	0.8939		27.66699	0.9222	
全 体	47	56.04004			53.47217		

反復5で7プロット、道路工事のため失われている。この欠測プロットについての未修正データは、最小二乗法(明石1981)で補正した。修正データについては、実在しただけのプロットのデータを用い5反復を通じて一個の重回帰式を求めた。その重回帰式を用い、補正した欠測プロットを含め全プロットのデータを修正した。得られた重回帰式は次のとおりである。

$$Y = 38.654968 + 2.943625X_1^2 - 0.671406X_1^3 + 0.035885X_1^4 + 19.250671X_2 - 1.087824X_2^2 + 0.019037X_2^3$$

分散分析の結果は表-13のとおりで未修正データですでにクローン間に有意性があり、修正によってやや精度が向上した。まだ樹齢が若いので樹齢経過によって、立地反応の増加することも考えられさらに精度向上の可能性はある。

表-13 西大阪局13号次代検定林のデータについての分散分析(樹高)

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	4	10845.7	2711.4	4.349**	591.0	147.8	0.291
家 系	35	92658.8	2647.4	4.246**	80632.0	2303.8	4.531**
誤 差	131	81673.0	623.5		66598.0	508.4	
全 体	170	185177.4			47821.0		



## (5) 西大阪局18号検定林

西大阪13号検定林と同様のスギサシキ36クロンの検定林で、各プロット4行×4列=16本であり、連続して6反復が設けられており、5年生時の樹高のデータである。6反復を通じて1個の重回帰式で修正した。得られた重回帰式は次のとおりである。

$$Y = 158.350662 + 10.803801X_1 - 1.441037X_1^2 + 0.06417X_1^3 \\ - 0.918341X_2 - 0.002061X_2^3$$

修正結果は表-14のとおりで未修正データですでにクロン間に有意性があつたが修正によってさらに精度が向上した。

表-14 西大阪局18号次代検定林のデータについての分散分析(樹高)

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	5	7233.0	1446.6	4.185**	1416.0	283.2	1.019
家 系	35	106896.0	3239.3	9.370**	101698.0	3081.8	11.083**
誤 差	140	57039.0	345.7		45879.0	278.1	
全 体	179	171168.0			148993.0		

## (6) 西大阪局21号検定林

西大阪18号検定林と同様のスギサシキ36クロンの検定林で、各プロット4行×4列=16本であり5年生時の樹高のデータである。6反復が設けられているが、反復1と反復2が連続し、反復3から反復6が連続している。このため、連続した反復群別に2個の重回帰式で立地修正を行った。その重回帰式はつぎのとおりである。

$$\text{反復1, 2} \quad Y = 30.4469238 - 34.99118X_1 + 5.691176X_1^2 \\ - 44.877029X_2 + 9.175045X_2^2 - 0.749728X_2^3 \\ + 0.020976X_2^4$$

$$\text{反復3~6} \quad Y = -4.989794 - 18.44693X_1 + 90.356247X_2 \\ - 15.650193X_2^2 + 1.23759X_2^3 - 0.034007X_2^4 \\ + 0.649028X_2^5$$

修正結果は表-15のとおりで未修正データですでにクロン間に有意性があつたが修正によって精度が向上した。

表-15 西大阪局21号次代検定林のデータについての分散分析(樹高)

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	5	224104.0	44820.8	27.491**	210277.2	42055.4	37.726**
クローン	33	359637.0	10898.1	6.684**	307916.0	9330.8	8.370**
誤 差	165	269015.0	1630.4		183934.8	1114.8	
全 体	203	852756.0			702128.0		

## (7) 西大阪局20号検定林

ヒノキ精英樹自然受粉種子による28家系の5年生時のデータである。各プロット5行×5列=25本で6反復が設けられている。反復1から反復3が連続し、反復4から反復6が連続している。このため連続した反復群別に2個の重回帰式で立地修正を行った。その重回帰式は次のとおりである。

$$\text{反復1~3} \quad Y = 18.7287918 - 0.629264X_1^2 - 2.958899X_2$$

$$\text{反復4~6} \quad Y = 13.9212677 + 7.741495X_1 - 1.449688X_1^2 \\ - 0.725457X_2^2 + 0.119767X_2^3 - 0.004449X_2^4$$

修正結果は表-16のとおりで未修正データですでに家系間に有意性があつたが修正によってさらに精度が向上した。

表-16 西大阪局20号次代検定林のデータについての分散分析(樹高)

要 因	d. f.	未修正データ			修正データ		
		S. S.	M. S.	F	S. S.	M. S.	F
反 復	5	5586.0	1117.2	4.355**	1069.0	213.8	1.358
家 系	27	18341.0	679.3	2.648**	13245.0	490.6	3.115**
誤 差	135	34628.0	256.5		21259.0	157.5	
全 体	167	58555.0			35573.0		

## (8) 西大阪局25号検定林

ヒノキ精英樹自然受粉種子による32家系の5年生時の樹高のデータである。各プロット5行×5列=25本で6反復が設けられている。反復1から反復3までと反復4から反復5が連続し、反復6が独立している。このため連続した反復群別に3個の重回帰式で立地修正を行った。各重回帰式は次のとおりである。



$$\begin{aligned} \text{反復1} \sim 3 \quad Y &= 347.297852 + 0.307859X_1^3 - 0.347206X_2^2 \\ &\quad - 3.461806X_4^2 + 0.300491X_4^3 - 0.007228X_4^4 \\ \text{反復4, 5} \quad Y &= 259.928284 - 1.481105X_1^2 - 0.00025X_2^3 \\ \text{反復6} \quad Y &= 232.89375 - 23.4375X_1 - 1.399265X_2 \end{aligned}$$

修正結果は表-17のとおりで未修正データですでに家系間に有意性があったが修正によってさらに精度が向上した。

表-17 西大阪局25号次代検定林のデータについての分散分析(樹高)

要 因	d.f.	未修正データ			修正データ		
		S.S.	M.S.	F	S.S.	M.S.	F
反 復	5	26772.0	5354.4	8.638**	16564.0	3312.8	20.035**
家 系	31	39974.0	1289.5	2.080**	19561.0	631.0	3.816**
誤 差	155	96074.0	619.8		25629.0	165.3	
全 体	191	162820.0			61754.0		

#### (9) 西大阪局26号検定林

ヒノキ精英樹自然受粉種子による26家系の5年生時の樹高のデータである。この検定林は大きく2箇所に分断されており、6反復設けられているが各反復とも2箇所に分断して配置されている。したがって、乱塊法の基本である反復間に立地間差をとる配置としては適当でない。2箇所内、1箇所は面積が大きくデータ上でみた立地変化から判断し2箇所の重回帰式で修正することとした。したがって、次の3箇所の重回帰式を用いた。

$$\begin{aligned} \text{1区画の1} \quad Y &= 154.8 + 48.7X_1 - 5.542857X_1^2 \\ \text{1区画の2} \quad Y &= 207.50987 + 16.350898X_1 - 0.235924X_1^3 \\ &\quad - 0.29092X_2^2 \\ \text{2区画} \quad Y &= -22.95568 + 100.647487X_1 - 19.667163X_1^2 \\ &\quad + 0.971065X_1^3 + 14.213731X_2 - 0.028569X_2^3 \end{aligned}$$

設定当初の反復区分に従い未修正データと修正データを分散分析した結果は、表-18のとおりであり、未修正データには家系間に有意性は認められなかった。しかし、修正により、この条件下で家系間に有意性が認められた。

乱塊法の基本に戻り、反復間に立地間差が生じるように、2箇所のそれぞれについて、改めて反復区分を行い、未修正データと修正データについて分散分析を行った。なお、この区分において、区分できないプロットが生じ、結果として1反復が減少し5反復となった。ま

た、5反復としても不足するプロットについては、最小二乗法で補正した。結果は表-19のとおりであり未修正データでは、反復間変動が大きくなり、このため誤差分散が小さくなり家系間差を有意に検出できた。修正データではさらに精度が向上した。

表-18 西大阪局26号次代検定林のデータについての分散分析(樹高)

要 因	d.f.	未修正データ			修正データ		
		S.S.	M.S.	F	S.S.	M.S.	F
反 復	5	17446.0	3489.2	4.569**	680.0	136.0	0.418
家 系	25	23372.0	934.9	1.224	25790.0	1031.6	3.167**
誤 差	125	95459.0	763.7		40716.0	325.7	
全 体	155	136277.0			67186.0		

表-19 西大阪局26号次代検定林のデータについての分散分析(樹高)

要 因	d.f.	未修正データ			修正データ		
		S.S.	M.S.	F	S.S.	M.S.	F
反 復	4	23371.0	5842.8	13.148**	3745.0	936.3	4.229**
家 系	25	19557.0	782.3	1.760*	20774.0	831.0	3.753**
誤 差	93	41333.0	444.4		20591.0	221.4	
全 体	122	84261.0			45110.0		

### 3. まとめ

土壌の物理的因子を説明変数とした重回帰式による立地修正は、検定林によっては有効な場合があるが、適用範囲は極めて少ないと判断される。これに対し植栽配置の行列を説明変数とする方法は、九州林木育種場管内の次代検定林の適用の例にみられるように有効な場合がある。この方法を関西林木育種場管内の次代検定林に適用した結果は次のように結論される。

関西林木育種場管内の次代検定林についての重回帰式による立地修正は、系統数の少ない検定林では修正効果が認められなかったが、系統数の多い検定林では立地修正により、データの精度が向上した。この理由は、系統数が少ない場合は行と列数も少なく、系統効果が行列の番号の大きさに比例するため、重回帰式の推定値の中に含まれ、立地効果として除去されたものと判断される。系統数の多い場合、すなわち、行、列数の多い場合は、植栽地の立地変化が暫時変化するとして求めた重回帰式に対し、系統配置がランダムであることから、系統効果が行列番号との交絡の程度は少なく、行、列番号を説明変数とした重回帰式の修正でデータの精度が向上したものと判断される。

したがって、系統数の少ない検定林で、実測値で系統間に有意性が見出せないデータについての取り扱いは今後残された問題である。

今回提供された検定林データは、未修正ですでに系統間差が有意に検出されたものが多かった。



立地修正が重要となるものは、未修正では系統間差が有意に検出できないデータについてであり、そのようなデータで適用されることで本研究の成果が認められよう。

なお、1 検定林の中で適地を誤った箇所のあるデータの取り扱い、プロットが谷筋より尾根方向に列状植栽された検定林の地形が、平衡斜面でない場合等のデータの取り扱いについては、単純に重回帰式の適用だけで解決できないと考えられるので今後残された問題である。

本試験の実行に当り、関西林木育種場からデータの提供をうけ、また、同場や関東林木育種場および福島県林試の方々から多面にわたり協力を得た。厚く御礼申し上げる。

#### 参 考 文 献

- 1) 明石孝輝：重回帰式利用による試験地内のマクロな立地効果の除去，林試研報 No. 280, 1976.
- 2) 明石孝輝・大庭喜八郎・川村忠士：次代検定林に関するデータ解析プログラムの開発，昭和56年度国有林野事業特別会計技術開発試験成績報告書，1981.