

論文

近畿・瀬戸内海育種区のスギ・ヒノキ検定林における 遺伝母数の年次経過

— 個別検定林による検討 —

那須 仁弥⁽¹⁾・玉城 聡⁽²⁾・板鼻 直榮⁽²⁾

Jin'ya Nasu⁽¹⁾, Satoshi Tamaki⁽²⁾ and Naoei Itahana⁽²⁾

Time Trend of Genetic Parameters for Growth Traits from Clonal lines and Open-pollinated Progenies of Sugi (*Cryptomeria japonica*) Test Sites and Open-pollinated Progenies of Hinoki (*Chamaecyparis obtuse*) Test Sites in Kinki and Setonaikai Part of Kansai Forest Tree Breeding Region.

— The analysis of individual progeny test site —

要旨：関西育種基本区の近畿，瀬戸内海育種区のスギ精英樹のさし木，実生次代検定林とヒノキ精英樹実生次代検定林計305検定林について成長形質の遺伝母数の5～20年の年次変化について検討を行った。検定林の調査は5年ごとに行われている。検定林ごとに樹高と胸高直径の反復率を求めた。樹高の反復率の年次別の平均値は15年次まで年次が増加するにつれて低下する傾向が見られた。胸高直径は樹高に比べ反復率の年次別の平均値の変化は少なかった。個別検定林の反復率を反復率の年次平均に回帰させた。傾きが有意にならなかった検定林の割合はおよそ80%であった。このことから個別検定林の反復率の年次変化パターンは年次平均の変化パターンと同じであると示唆された。

(1) 林木育種センター北海道育種場

〒069-0836 北海道江別市文京台緑町561-1

Hokkaido Regional Breeding Office, Forest Tree Breeding Center

561-1 Midori-machi, Bunkyo-dai, Ebetsu, Hokkaido 069-0836 Japan

(2) 林木育種センター関西育種場

〒709-4335 岡山県勝田郡勝央町植月中1043

Kansai Regional Breeding Office, Forest Tree Breeding Center

1043 Uetsukinaka, Shoo, Katsuta, Okayama 709-4335 Japan

1 はじめに

次世代精英樹の選抜計画の立案に当たっては、選抜強度の決定や遺伝獲得量の予測が必要とされる。これらの算出に当たっては遺伝率や反復率などの遺伝母数が必須であり、遺伝母数の年次変化などは選抜時期の選定に必要となる。これまで、遺伝母数の年次推移は育種区を単位として検討されてきた^{9), 12)}。しかし、検定林における精英樹の成長反応は個々の精英樹の環境に対する適応性の違いを反映して、場所ごとに違った結果をもたらすものと予想される¹⁰⁾ので、育種区内の個別の検定林についても遺伝母数の年次変化の検討を行う必要がある。今回、近畿、瀬戸内海育種区内のスギ精英樹、さし木と実生の次代検定林およびヒノキ精英樹次代検定林の調査結果を検定林単位で解析を行い、5年次から20年次の成長形質に関する遺伝母数の年次変化について検討を行った。

2 材料と方法

2.1 供試データ

関西育種基本区の近畿育種区（滋賀・京都・三重・和歌山・奈良・大阪）と瀬戸内海育種区（兵庫・岡山・広島・山口）に設定されたスギ精英樹さし木および実生家系の次代検定林とヒノキ精英樹実生家系の次代検定林の調査結果を使用した。

それぞれの検定林は3から5反復の乱塊法で設定され、5, 10年次にはプロット内全個体を、15, 20年次にはプロットあたり20個体程度の標本を対象とした調査が行われている。測定は個体ごとに樹高については5年次を10cm単位、10年次以降を50cm単位、胸高直径は1cm単位で測定した。幹曲がりと根元曲がりは5段階の指数に従って目視で評価した。解析には、樹高については5, 10, 15, 20年の4つの年次、胸高直径については10, 15, 20年の3つの年次におけるプロット平均値を使用した。なお、家系別の反復のない試験地から得られた遺伝率はその分母に遺伝子型と環境の交互作用を含むため過大に評価される²⁾。このため反復がない検定林は対象から外した。各育種区の解析に用いた検定林数を表1に示す。検定林の調査された調査回数の頻度を表2に示す。今回、精英樹のクローン（さし木）と実生家系の両方のデータを用いたので、さし木と実生を総称して以下系統と呼ぶ。

表-1 解析に用いた検定林数

育種区	種 別	年 次 (樹高)				年 次 (胸高直径)		
		5	10	15	20	10	15	20
近 畿	スギさし木	50	52	52	34	51	54	41
	スギ実生	25	25	25	17	25	25	17
	ヒノキ	35	38	38	17	38	38	17
瀬戸内海	スギさし木	64	66	63	41	58	65	44
	スギ実生	34	30	32	15	29	32	20
	ヒノキ	61	61	47	27	46	48	31

表-2 各検定林の調査された回数ごとの検定林数

育種区	種 別	回 数 (樹高)				回 数 (胸高直径)		
		1	2	3	4	1	2	3
近 畿	スギさし木	4	12	16	28	8	14	36
		0.07	0.2	0.27	0.47	0.14	0.24	0.62
	スギ実生	5	10	5	13	7	11	14
		0.15	0.3	0.15	0.39	0.22	0.34	0.44
	ヒノキ	6	8	14	17	7	19	16
		0.13	0.18	0.31	0.38	0.17	0.45	0.38
瀬戸内海	スギさし木	1	10	19	33	6	24	38
		0.02	0.16	0.3	0.52	0.09	0.35	0.56
	スギ実生	6	4	21	9	8	17	13
		0.15	0.1	0.53	0.23	0.21	0.45	0.34
	ヒノキ	3	14	23	24	5	28	21
		0.05	0.22	0.36	0.38	0.09	0.52	0.39

注 上段は検定林数, 下段は割合

2.2 解 析

年次別検定林ごとに次のような線型モデル(1)を仮定して, SAS Mixed Procedureを使用し, 制限付き最尤法で分散成分の推定をした。推定された各効果の分散成分から(2)式により反復率(以下検定林反復率とする)を求めた。

$$y_{ij} = \mu + r_i + f_{ij} + e_{ij} \quad (1)$$

ここで, y_{ij} は*i*番目のブロックにおける*j*番目の系統のプロット平均値, μ は全個体の平均, r_i は*i*番目の反復の効果, f_{ij} は*i*番目の反復の*j*番目の系統の効果, e_{ij} は誤差である。反復の効果(r_i)は固定効果, 系統の効果(f_{ij})は検定林によって植栽されている系統が異なるため, 変量効果とした。

$$R = \frac{\sigma_f^2}{(\sigma_f^2 + \sigma_e^2)} \quad (2)$$

検定林で年次間の比較する場合, 調査年次の異なるデータは同じ検定林を繰り返して測定されているものと見

なせる。このような、反復測定データは時点間で相関が生じているので一般線型モデルで解析する場合においてはこの相関を考慮した解析が必要となる⁸⁾。また、検定林によっては5年次、10年次の調査は行われたが、15年次以降は未調査など、今回対象とした5～20年次のデータがすべてそろっていない検定林が多く、欠落のあるアンバランスなデータとなっている。ある年次に調査された検定林を正規母集団からの標本と考えて、混合モデルで解析することによって欠落のあるデータも利用できる⁶⁾。検定区、検定林、年次を要因とする混合モデルによる分散分析をSAS Mixed プロシージャーを使用して行った。育種区解析に当たっては次のような線型モデル(3, 4)を仮定した。なお、検定区は森林計画区の区域を単位に設けられている²⁰⁾ので育種区に複数設定されている。このため検定林反復率の育種区内における均一性の検討に使用するため要因に取り込んだ。

$$y_{ijk} = \mu + l_i + s_{ij} + t_k + e_{ijk} \quad (3)$$

(3)式では y_{ijk} は i 番目の検定区の j 番目の検定林の k 年次の反復率、 μ は全検定林の平均、 l_i は i 番目の検定区の効果、 s_{ij} は i 番目の j 番目の検定林の効果、 t_k は k 番目の検定林の効果、 e_{ijk} は誤差である。検定林の効果 (s_{ij}) を変量効果とした。

$$Y = X\beta + Zb + e \quad (4)$$

(4)式では、検定林反復率の観測ベクトル Y 、 X : 母数効果の計画行列、 β : 未知の母数効果 (検定区、年次の効果) ベクトル、 Z : 変量効果の計画行列、 b : 未知の変量効果 (検定林の効果) のベクトルで平均 0、分散共分散行列 G 、 e : 誤差のベクトルで平均 0、分散共分散行列 R とした。 G と R の分散共分散行列は $G = I_{ob}$ 、 $R = I_{oe}$ 、(I は単位行列) とした。これで観測ベクトル Y の分散共分散行列は $ZGZ' + R$ となる。各年次の検定林反復率の最小二乗平均をもとめ、年次最小二乗平均間の多重比較をTukey法¹⁶⁾で行った。

各年次の検定林反復率の平均 (以下年次全平均とする) に対する各検定林の反復率の回帰を行い、検定林ごとに検定林反復率の年次変動パターンの解析を行った。Finlay-Wilkinson 回帰分析⁴⁾は、ある遺伝子型の環境における表現型がその環境全体平均に対する回帰の傾きで、その遺伝子型の環境に対する安定性を評価することが出来る。Finlay-Wilkinson 回帰分析をアンバランスデータに対応させた混合モデルのSAS プログラム¹⁴⁾を使用し以下の線型モデルで解析を行った。

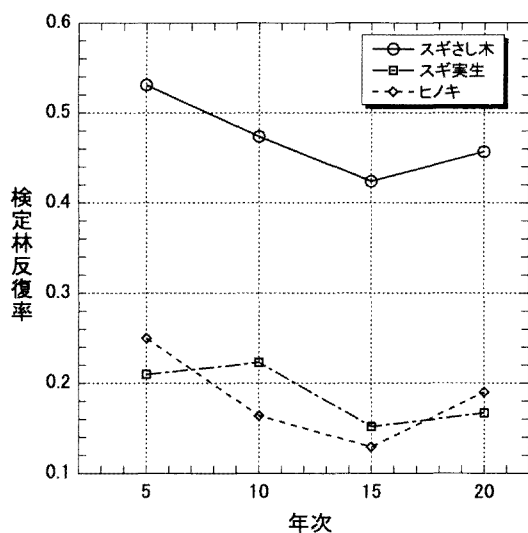
$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \lambda_i w_j + \sigma_{ij} \quad (5)$$

(5)式では、 y_{ij} は i 番目の j 年次の検定林の反復率、 μ は全体平均、 α_i は i 番目の検定林の効果、 λ_i は i 番目の検定林の傾き、 w_j は j 年次の効果、 σ_{ij} は回帰残差とした。Finlay-wilkinson 回帰において λ が 0 に近いほど、安定性が高いとされており¹⁷⁾、 λ が 0 に近いほど、年次平均と同じ変化パターンを示すと考えられる。SAS Mixed プロシージャーにより各検定林の λ を求め、0 から有意に異なるかをWald-Z 法¹⁵⁾によって検定した。これらの解析に用いたSASは農林水産研究計算センターのSAS Version 9.1を使用した。

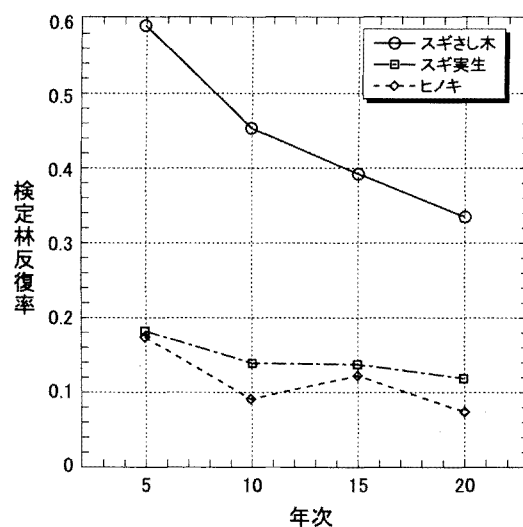
3 結 果

3.1 検定林反復率の年次経過

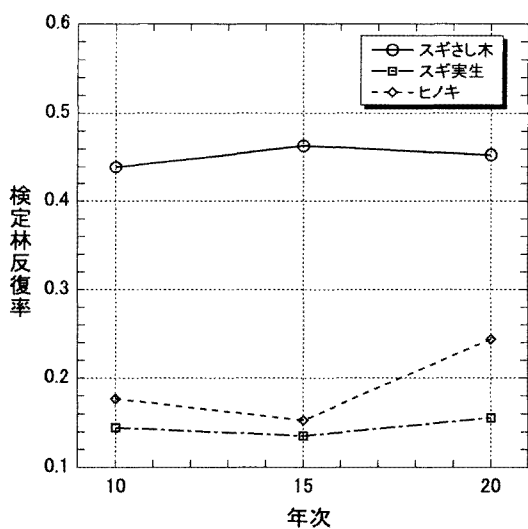
検定林反復率の各年次の最小二乗平均（以下年次平均とする）を図1～4に、各年次の相対頻度分布を表4，5に示す。樹高の検定林反復率の最小二乗平均は、近畿，瀬戸内海育種区のスギさし木，スギ実生，ヒノキのすべての検定林で，5年次から15年次と年次が進むにつれて年次平均が減少する傾向が見られた。胸高直径で両育種区ともに樹高に比べると年次による変動は小さく一定の傾向は見られなかった。



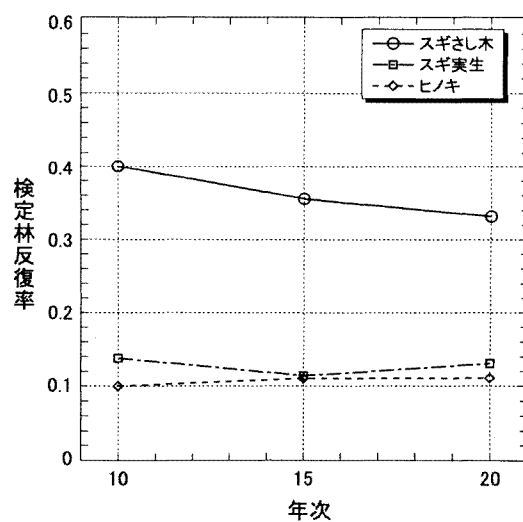
図－1 近畿育種区における検定林反復率の年次最小二乗平均の推移



図－2 瀬戸内海育種区における検定林反復率の年次最小二乗平均の推移（樹高）



図－3 近畿育種区における検定林反復率の年次最小二乗平均の推移（胸高直径）



図－4 瀬戸内海育種区における検定林反復率の年次最小二乗平均の推移（胸高直径）

表-3 近畿育種区における検定林反復率の相対頻度分布

	階 級	年次 (樹高)				年次 (胸高直径)		
		5	10	15	20	10	15	20
スギさし木	0-0.1	2.0	3.9	6.1	8.8	3.9	6.0	2.6
	0.1-0.2	2.0	3.9	8.2	8.8	5.9	8.0	5.3
	0.2-0.3	2.0	11.8	12.2	17.7	9.8	6.01	5.8
	0.3-0.4	12.0	13.7	18.4	5.9	15.7	14.0	21.1
	0.4-0.5	14.0	9.8	6.1	8.8	17.7	12.0	5.3
	0.5-0.6	24.0	17.7	12.2	14.7	11.8	6.0	13.2
	0.6-0.7	18.0	15.7	16.3	5.9	15.7	14.0	10.5
	0.7-0.8	18.0	13.7	12.2	14.7	15.7	18.0	10.5
	0.8-0.9	4.0	7.8	6.1	8.8	2.0	14.0	15.8
	0.9-1.0	4.0	2.0	2.0	5.9	2.0	2.0	
スギ実生	0-0.1	16.7	15.8	16.7	33.3	26.7	27.8	38.5
	0.1-0.2	5.6	21.1	33.3	20.0	20.0	22.2	7.7
	0.2-0.3	27.8	21.1	16.7	13.3	6.7	27.8	23.1
	0.3-0.4	16.7	21.1	22.2	13.3	13.3	5.6	7.7
	0.4-0.5	11.1	10.5	5.6		20.0		15.4
	0.5-0.6	16.7	5.3		20.0	6.7	5.6	
	0.6-0.7	5.6		5.6			11.1	7.7
	0.7-0.8		5.3			6.7		
	0.8-0.9							
	0.9-1.0							
ヒノキ	0-0.1	21.9	21.4	32.0	8.3	31.0	26.1	25.0
	0.1-0.2	15.6	25.0	28.0	33.3	20.7	21.7	25.0
	0.2-0.3	21.9	28.6	12.0	8.3	13.8	26.1	8.3
	0.3-0.4	15.6	10.7	16.0	25.0	13.8	13.0	25.0
	0.4-0.5	9.4	3.6			6.9		
	0.5-0.6	6.3		4.0	8.3	10.3	4.4	8.3
	0.6-0.7	3.1	7.1	4.0			4.4	
	0.7-0.8		3.6	4.0	8.3	3.5	4.4	
	0.8-0.9	6.3			8.3			8.3
	0.9-1.0							

検定林反復率の分布の年次変化は樹高では近畿・瀬戸内海育種区のスギさし木は年次を経ても幅広い階級分布を示すが、スギ実生、ヒノキは年次を経るにつれて値の高い階級の頻度が減少し、値の低い階級（階級値が0～0.3）の頻度が増加する傾向が見られた。胸高直径では樹高と同じような傾向は見られなかった。

検定林反復率の検定区、検定林、年次を要因とする分散分析では、年次間に樹高では、近畿・瀬戸内海育種区のスギさし木、ヒノキの年次間で有意差が見られた。胸高直径では、瀬戸内海育種区のスギさし木の年次間のみ有意差が見られた。なお、検定区間においては近畿、瀬戸内海育種区のスギさし木の胸高直径のみ有意差が見られた。

次に検定林反復率の最小二乗平均の年次間の多重検定結果を表5に示す。

樹高では有意差があったのは近畿育種区のスギさし木とヒノキで5年次と15年次、瀬戸内海育種区のスギさし木、ヒノキで5年次とほかのすべての年次とスギさし木の10年次と20年次であった。胸高直径では瀬戸内海育種区のスギさし木で10年次と15年次、10年次と20年次で有意差が認められた。

表-4 瀬戸内海育種区における検定林反復率の相対頻度分布

	階 級	年次 (樹高)				年次 (胸高直径)		
		5	10	15	20	10	15	20
スギさし木	0-0.1	2.0	3.9	6.1	8.8	3.9	6.0	2.6
	0.1-0.2	2.0	3.9	8.2	8.8	5.9	8.0	5.3
	0.2-0.3	2.0	11.8	12.2	17.7	9.8	6.01	5.8
	0.3-0.4	12.0	13.7	18.4	5.9	15.7	14.0	21.1
	0.4-0.5	14.0	9.8	6.1	8.8	17.7	12.0	5.3
	0.5-0.6	24.0	17.7	12.2	14.7	11.8	6.0	13.2
	0.6-0.7	18.0	15.7	16.3	5.9	15.7	14.0	10.5
	0.7-0.8	18.0	13.7	12.2	14.7	15.7	18.0	10.5
	0.8-0.9	4.0	7.8	6.1	8.8	2.0	14.0	15.8
	0.9-1.0	4.0	2.0	2.0	5.9	2.0	2.0	
スギ実生	0-0.1	16.7	15.8	16.7	33.3	26.7	27.8	38.5
	0.1-0.2	5.6	21.1	33.3	20.0	20.0	22.2	7.7
	0.2-0.3	27.8	21.1	16.7	13.3	6.7	27.8	23.1
	0.3-0.4	16.7	21.1	22.2	13.3	13.3	5.6	7.7
	0.4-0.5	11.1	10.5	5.6		20.0		15.4
	0.5-0.6	16.7	5.3		20.0	6.7	5.6	
	0.6-0.7	5.6		5.6			11.1	7.7
	0.7-0.8		5.3			6.7		
	0.8-0.9							
	0.9-1.0							
ヒノキ	0-0.1	21.9	21.4	32.0	8.3	31.0	26.1	25.0
	0.1-0.2	15.6	25.0	28.0	33.3	20.7	21.7	25.0
	0.2-0.3	21.9	28.6	12.0	8.3	13.8	26.1	8.3
	0.3-0.4	15.6	10.7	16.0	25.0	13.8	13.0	25.0
	0.4-0.5	9.4	3.6			6.9		
	0.5-0.6	6.3		4.0	8.3	10.3	4.4	8.3
	0.6-0.7	3.1	7.1	4.0			4.4	
	0.7-0.8		3.6	4.0	8.3	3.5	4.4	
	0.8-0.9	6.3			8.3			8.3
	0.9-1.0							

表-5 検定林反復率の年次平均の年次間の比較

形質	基本区	年次	最小二乗平均の差		
			スギさし木	スギ実生	ヒノキ
樹 高	近 畿	5 10	-0.056	0.013	-0.087
		5 15	-0.107**	-0.059	-0.120*
		5 20	-0.073	-0.043	-0.060
		10 15	-0.050	-0.071	-0.033
		10 20	-0.017	-0.056	0.027
		15 20	0.033	0.015	0.060
	瀬戸内海	5 10	-0.138**	-0.043	-0.081**
		5 15	-0.199**	-0.044	-0.053*
		5 20	-0.256**	-0.062	-0.100**
		10 15	-0.061	-0.001	0.029
		10 20	-0.118**	-0.019	-0.019
		15 20	-0.057	-0.018	-0.048
胸高直径	近 畿	10 15	0.0247	-0.0098	-0.0250
		10 20	0.0143	0.0107	0.0678
		15 20	-0.0104	0.0205	0.0928
	瀬戸内海	10 15	-0.0444*	-0.0242	0.0118
		10 20	-0.0698**	-0.0075	0.0116
		15 20	-0.0254	0.0167	-0.0002

注 ** は 1%水準で年次間に有意 * は 5%水準で年次間に有意

3.2 個別検定林の反復率の年次変動パターン

個別検定林の検定林反復率の年次平均に対する傾き (λ) を表 6 に示す。

表-6 年次平均に対する個別検定林の年次変化パターンの検定

形質	育種区	種 別	検定 林数	λ 推定値			有 意 な 検定林数
				平均	最小	最大	
樹 高	近 畿	スギさし木	60	0.015	-0.963	0.422	8
		スギ実生	33	0.037	-0.159	0.414	0
		ヒノキ	44	0.033	-0.774	0.341	2
	瀬戸内	スギさし木	69	0.096	-0.203	0.425	13
		スギ実生	39	0.020	-0.228	0.348	2
		ヒノキ	64	0.074	-0.199	1.894	7
	胸高直径	スギさし木	59	0.041	-0.225	0.964	0
		スギ実生	30	0.048	-0.291	0.745	0
		ヒノキ	42	0.024	-0.688	0.348	0
	瀬戸内	スギさし木	69	0.020	-0.168	0.264	0
		スギ実生	38	0.040	-0.182	0.588	NA*2
		ヒノキ	55	0.010	-0.293	0.215	0

注*1) 有意な検定林数は λ が0から5%水準で有意に離れているものを示す。

注*2) NAは検定が出来なかったことを示す。

λ の平均は、樹高が0.015~0.096、胸高直径が0.01~0.048と小さかった。 λ が0と有意に異なる検定林の割合は樹高では近畿育種区のスギさし木13%、ヒノキ5%、瀬戸内海育種区はスギさし木19%、スギ実生5%、ヒノキ11%であった。胸高直径では λ の検定が出来なかった瀬戸内海育種区スギ実生をのぞいて、 λ が0から有意に離れた検定林はなかった。

4 考 察

4.1 反復測定データの解析における混合モデルの妥当性

検定林の遺伝母数の年次経過の分析に使用したデータは同一の対象物に時間をおいて繰り返して測定されたデータである。反復測定データでは時点間に相関が生じる。このデータ構造を考慮しないで分散分析を行うと時点に関連した要因を検定するためのF値が大きめとなり、実際の有意水準が上昇し有意差が少々でやすくなる¹⁷⁾。また、反復測定データを含む分散分析では、ある要因の効果に各水準が等しく貢献していることを前提にしている。水準数が2のときは自動的にバランスがとれるが、3以上になるとバランスがとりにくくなる。このバランスを球面性という。球面性の仮定が破られているとp値は小さくなりすぎ、本当は差がないのに“差がある”と誤判定する確率が増えてしまう⁵⁾。このようなデータ構造に適した解析法に多変量分散分析と混合モデルがある。多変量分散分析は球面性の仮定を必要としない⁷⁾。SAS Mixedプロシージャーによる混合モデルでは様々な共分散構造を選べる¹⁶⁾ので、多変量分散分析に比べ反復測定のデータ構造により柔軟な対応ができる。また、これまで広く用いられてきたSAS GLMプロシージャーによる多変量分散分析ではすべての繰り返し(年次)がそろったデータだけを解析の対象とする¹⁵⁾。すべての年次が調査された検定林の割合は、最も高いもので近畿育種区ス

ギさし木の胸高直径で62%, 最も低いもので瀬戸内海育種区スギ実生の樹高で23%であった(表2)。SAS Mixed プロシージャーによる混合モデルでは解析に利用できた検定林の箇所数は100%となり, 利用効率の面からも望ましい。これらのことから, 反復測定データの解析において混合モデルの使用が望ましいと考えられた。また, 今回の解析での共分散構造 ((4) 式における G と R 分散共分散行列) は分割実験のモデルから導かれる⁵⁾ のを用いた。林木の反復測定データにおいて複数の共分散構造の検討を行った報告があり¹¹⁾, 他の共分散構造についても検討を行う必要があると考えられる。

4.2 検定林反復率最小二乗平均の年次変化

検定林反復率の各年次の最小二乗平均で, 樹高では全体的に5年次から15年次にかけて減少する傾向がみられた。検定林反復率の分散分析の結果, 年次間にスギの実生は有意差が見られなかったが, スギさし木, ヒノキでは認められた。また, 検定林反復率の最小二乗平均の年次間の多重検定から, 樹高ではスギさし木, ヒノキともに5年次は最も多くのほかの年次との間で有意差が認められ, 一方10年次以降の年次間では瀬戸内海育種区のスギさし木をのぞいて有意差がなかった。胸高直径では, 分散分析および年次間の多重検定で年次間に有意差が認められたのは瀬戸内海育種区スギさし木のみであった。これらのことから, スギさし木, ヒノキの樹高の反復率は, 5年次から10年次に減少し, 10年次以降の変化は小さいと考えられた。年次とともに低下する傾向は, 関東育種基本区のスギさし木⁷⁾ において報告がある。胸高直径の反復率の年次変動は10年次以降では樹高との違いが小さいと考えられる。樹高と胸高直径で反復率の年次変化の傾向がおなじであることは, 瀬戸内海育種区スギさし木の次代検定林の解析でも報告されている¹⁹⁾。丹原はこの反復率の低下は年次の経過に伴い調査本数の減少が主な原因であると報告している¹⁹⁾。明石は遺伝率の経年変化についてモデル実験を行い, 個体の自然枯損にともない遺伝率が減少するが, 最終調査年まで残存した個体のみについてさかのぼって求めた各年次の遺伝率は植栽当年を除いて比較的安定していたと報告している¹⁾。このことが, 反復率の経過につれて減少した一因と考えられる。今後, 反復率などについては系統平均値では個体数等の情報量の変化を反映しにくいので, 個体値をベースとして検討を進めることも必要であろう。

4.3 個別検定林の反復率の年次変化パターン

個別検定林の検定林反復率の年次平均に対する傾き(λ)は樹高, 胸高直径ともに平均が0.1未満と小さかった。 λ が0から有意に離れた検定林は樹高では近畿育種区のスギ実生以外でみられたが, その割合は5~20%であった。胸高直径では λ が0から有意に離れた検定林はなかった。これらのことから近畿・瀬戸内海育種区のスギさし木, スギ実生, ヒノキの80%以上検定林では, 検定林反復率の年次変化パターンが年次平均と同じ変化パターンを示していると考えられる。スギさし木の樹高が, スギ実生, ヒノキに比べ有意差のある検定林の割合が13~19%と高かった点については, 今後さらに検討する必要がある。また, 検定林反復率の年次変化パターンが年次平均と異なる検定林については, 気象害などの何らかの影響を受けている可能性があるので, 検定林ごとに調査記録等の検討が必要であろう。

樹高の検定林反復率の年次平均は年次が進むにつれて低下する傾向が樹種, 育種区に関係なく認められた。多くの検定林では反復率の年次変化は年次平均と同じ変化パターンをとることが明らかになった。この傾向をふまえて系統評価をするためには, 遺伝率の低い形質でも精度の高い系統評価法の開発が必要であろう。現在, 林木

育種センターが、開発を行っている最良線形予測 (Best Liner Prediction)、最良線形不偏予測 (Best Liner Unbiased Prediction) に基づく系統評価は、低い遺伝率でも、精度の高い系統評価が出来る³⁾ ので、これらの利用が期待される。

Summary : Genetic parameters for growth traits from clonal lines and open-pollinated progenies of sugi (*Cryptomeria japonica*) plus trees test sites and open-pollinated progenies of hinoki (*Chamaecyparis obtuse*) plus trees were estimated by 5- 20 years by measurement data of test sites in Kinki and Setonaikai part of Kansai Forest tree breeding region. Each test site was set up by randomized complete-block design with 3 to 5 replications and the total number of test sites was 305. These test sites have been investigated for every 5 years. The repeatability of height trended downward until 15 years after establishment. The change of repeatability of stem diameter was small compared with the repeatability of height. The linear regression analysis was done between each test site repeatability and average repeatability. Regression slopes of about 20% of test sites were significantly different at the 5 % level. These results suggest that changes of the repeatability on individual test site pattern were similar to changes of repeatability average.

謝 辞

今回用いた検定林データは関西育種基本区で林木育種事業に関わった多くの関係者の御協力によって得られた。また、これらの集計にあたっては林木育種センター関西育種場の安藤泰人育種技術係長にご尽力いただいた。これらの方々に心から感謝申し上げます。

引用文献

- 1) 明石孝輝：スギの幼年期における遺伝率の年次変化，日林誌57 (9)，311-317 (1975)
- 2) 明石孝輝：スギの遺伝母数の推定に関する研究，林試研報No.349，3p (1987)
- 3) Andrea Bauer and Jens Léon : Application of breeding value prediction (BLUP) in crop plants Eds.J. Vollman, H.Grausgruber & P.Ruckenbauer. Genetic Varitation for Plant Breeding.University of Natural Resoures and Applied Life Scince, Vienna, 355-357 (2004)
- 4) Finlay, K.W., and G.N. Wilkinson : The analysis of adaptation in a plant breeding programme. Aust. J. Agric. Res. 14, 742-754 (1973)
- 5) 編：G. Verbeke, G. Molenberghs 編訳：松山 裕・山口拓洋：医学統計のための線型混合モデル — SAS によるアプローチ サイエнтиスト社 80pp (2001)
- 6) 広津千尋：医学・薬学データの統計解析—データ整理から交互作用多重比較まで—，東京大学出版，195p (2004)

- 7) 入戸野宏：心理生理学データの分散分析，生理心理学と精神生理学22 (3)，275-290 (2004)
- 8) 菅波秀規・五所正彦：MIXEDプロシジャを用いた反復測定データの解析，第21回日本 SAS ユーザー会総会および研究発表会論文集，149-158 (2002)
- 9) 久保田正裕・野村考宏：関東育種基本区におけるスギ精英樹クローンの遺伝パラメータの検討—特性評価に用いた次代検定林の結果から—，平成14年度林木育種センター年報，52-53 (2003)
- 10) 栗延晋：カラマツ精英樹の次代検定に関する研究，林育研報2，1-60 (1984)
- 11) L. A. Apiolaza, D. J. Garrick and R. D. Burdon.: Optimising Early Selection Using Longitudinal Data. *Silvae Genetica* 49, 4-5 195-200 (2000)
- 12) 那須仁弥・玉城聡・板鼻直榮：関西育種基本区におけるスギ・ヒノキ次世代品種開発のための遺伝情報の収集—瀬戸内海育種区及び近畿育種区におけるスギさし木とヒノキ実生の次代検定林の遺伝母数の推移—，平成15年度林木育種センター年報，80-82 (2004)
- 13) 野村考宏・宮浦富保：関東育種基本区におけるスギ実生検定林の遺伝パラメーターの吟味，第113回日林学術講，651p (2002)
- 14) Piephop, H. P.: Stability Analysis Using the SAS System. *Agron. J.* 91, 154-160 (1999)
- 15) SAS Institute Inc.: SAS/STAT 9.1 User's Guide, SAS Institute Inc., Cary. N. C, USA 1731-1906 (2004)
- 16) SAS Institute Inc.: SAS/STAT 9.1 User's Guide, SAS Institute Inc., Cary. N. C, USA 2659-2852 (2004)
- 17) 田原誠：オクラホマ州の硬質冬小麦の育種における遺伝子型と環境の交互作用と遺伝子型の環境反応性の指標化について，岡山大学農学部学術報告Vol. 85, 99-108 (1996)
- 18) 丹後俊郎：医学データデザインから統計モデルまで—，共立出版78-79 (2002)
- 19) 丹原哲夫：スギ次代検定林の定期調査結果，岡林試研報19, 59-86 (2003)
- 20) 林野庁研究普及課：林木育種事業関係通達集，林木育種協会，52p (1994)

「林木育種センター研究報告 No.22」正誤表

ページ	行	誤	正
目次	12	渡辺 敦史	渡邊 敦史
35	3	戸田忠雄 ⁽¹⁾	戸田忠雄 ⁽²⁾
35	5	Yoshitake Fujisawa and Tadao Toda	Yoshitake Fujisawa ⁽¹⁾ and Tadao Toda ⁽²⁾
35	欄外	(未記入)	(2)日中協力林木育種科学技術センター計画 (安徽省松材線虫抵抗性育種センター担当) <u>The Japan-China Cooperation Science and Technology Center</u> <u>forest Tree Improvement Project</u>
51	3	渡辺敦史	渡邊敦史
60	下から6	渡辺敦史	渡邊敦史
214	下から5	河野楯蔵	河野楯蔵
巻末「論文審査者」	2	宇都宮大学農学部 附属演習林	宇都宮大学農学部附属演習林助教授
同上	6	北海道立林業試験場林業経営部	北海道立林業試験場 林業経営部 主任研究員
同上	6	Makoto Kuromaru	Dr.Makoto Kuromaru
同上	9～10	東北大学大学院農学研究科附属 複合生態フィールド教育研究センター	東北大学大学院農学研究科 附属複合生態フィールド教育研究センター 生物共生科学研究室助教授
同上	13	(未記入)	日本森林技術協会 北海道事務所 主任研究員
同上	13	Tsugio Ohshima	Mr.Tsugio Ohshima