

グイマツ雑種 F_1 における密度の遺伝パラメータの 樹齢変化に伴う変動

藤本 高明 安久津 久 来田 和人*¹

Age Trends in Genetic Parameters of Wood Density in Hybrid Larch (*Larix gmelinii* var. *japonica* × *L. leptolepis*) F_1

Takaaki FUJIMOTO Hisashi AKUTSU Kazuhito KITA

Age trends of variance components and heritability were estimated for overall density and its components (earlywood density and latewood density). Age-age genetic correlations and the efficiency of early selection for overall density were calculated. The wood density data were obtained by X-ray densitometry from 23-year-old trees of 21 full-sib families of hybrid larch (*Larix gmelinii* var. *japonica* × *L. leptolepis*) F_1 . The additive genetic variance for overall density decreased in female trees with increasing ring number, whereas it increased in male trees, and consequently the fluctuation of heritability for this trait was small for successive rings, except for ring 7. The earlywood density had the highest heritability estimates (0.37) at younger age, but it decreased sharply with age. The latewood density had the lowest heritability estimates (0.01~0.17). Age-age genetic correlations were high; being greater than 0.93, and the fluctuation of the values was small for successive rings, except for ring 7. The genetic gain per year for overall density was largest if selection was carried out at tree age 8.

Key words: hybrid larch, *Larix* sp., wood density, heritability, genetic correlation
ハイブリッドカラマツ, カラマツ属, 密度, 遺伝率, 遺伝相関

林齢23年生のグイマツ F_1 家系(21家系125個体)の胸高部位より密度測定用試験片を採取し,軟X線デンストメトリ法により平均密度,早材密度および晩材密度を測定した。また,それらの分散成分および遺伝率の樹齢の増加に伴う変動を推定した。平均密度における年輪間の遺伝相関および間接選抜による相対的効率を算出した。平均密度については,母樹の相加遺伝分散は若齢では高いが樹齢が増すにつれ減少する一方,花粉親の相加遺伝分散は樹齢の増加に伴い高い値を示した。この結果,平均密度の遺伝率は最初の7年輪目を除き大きな変動は認められなかった。早材密度の遺伝率は,若齢時において最も高い値(0.37)を示すが,その後樹齢の増加とともに急激に減少した。晩材密度の遺伝率は,最も低かった(0.01~0.17)。平均密度における年輪間の遺伝相関は高く($r_g > 0.93$),最初の7年輪目を除き大きな変動は認められなかった。平均密度の間接選抜による相対的効率は,8年輪目で最も高かった。

1. はじめに

母樹がグイマツで花粉親がカラマツの交雑種であるグイマツ雑種F₁(以下グイマツF₁)は、カラマツと比べて成長が同等かそれ以上に良く¹⁾、野ネズミなどの諸被害に対して強い抵抗性を示す^{2,3)}。また、幹曲がり、密度、強度等の材質的な性質についてもカラマツよりも優れていることが明らかにされている⁴⁻⁶⁾。しかし、このようなグイマツF₁の傾向は、家系を込みにした品種間の比較の結果であり、グイマツF₁の家系間の比較を行った例は少ない⁷⁾。現在グイマツF₁の種子は、グイマツとカラマツの精英樹クローンが複数混植された採種園において、自然受粉によってグイマツの母樹から生産される。したがって、今後、より良質なグイマツF₁の種子を生産するためには、その家系間の遺伝的変異について検討を行い採種園の質的向上を図る必要がある。

木材の密度は、強度やパルプの性質等と密接に関連しているため、最も重要な材質指標と考えられている⁸⁾。これまで、密度の樹齢の変化に伴う変動については数多く報告されているが⁹⁾、その遺伝パラメータの変動についてはあまり報告されていない。遺伝率の樹齢に伴う変動や年輪間の遺伝相関が明らかになれば、選抜を実行する上で最も適した樹齢を推定することが可能となり¹⁰⁾、早期選抜を検討する上で重要な知見になる。

本報告では、林齢23年生のグイマツF₁家系における密度の変異を明らかにするとともに、その遺伝パラメータの樹齢の変化に伴う変動について検討した。なお、この報告の一部は、第53回日本木材学会大会(2003年3月、福岡)で発表した¹¹⁾。

2. 材料および実験方法

2.1 供試材料

供試材料は、美唄市光珠内にあるグイマツ雑種次代検定林のグイマツ×カラマツの種間交配種より採取した。同検定林の材料は、1976年に人工交配によって得られたものであり、2年間の養苗の後、1979年5月に乱塊法2回反復、1プロット21本で植栽された。2001年10月、すなわち林齢23年生時に、21家系125個体(各家系5~6個体)を伐倒し、胸高部位から長さ約40cmの丸太を採取した。丸太は、髄を含む厚さ約35mmの柁目板に製材した。なお、供試木の平均胸高直径は

18.9cm(11.6~26.0cm)であった。

2.2 密度測定

柁目板から繊維方向の厚さが2mmの木片を採取し、これを試験片とした。試験片は、エタノール・ベンゼン(1:2)溶液に1週間浸漬した後、恒温恒湿室に数か月間放置し、含水率が約12%になるように調整した。測定は、軟X線デンストメトリ法¹²⁾に従った。X線撮影装置は、日本ソフテックス社製のソフテックスCMB2型を使用し、撮影条件は19kV、2.5mA、露光時間30秒とした。デンストメーターは、コニカメディカル社製2111型を使用し、スリット幅10μm、スリット長さ30μm、1mm/秒で測定した。早材晩材の区分は、年輪内で0.55g/cm³を超えた部分を晩材部とした。解析の対象は、1年輪内平均密度(以下平均密度)、早材密度、晩材密度とした。

2.3 統計解析

1年輪目および最終年輪は、構造が不完全であるため、解析の対象外とした。各個体の年輪数は16~19年輪と不ぞろいであった。試験片を採取した胸高部位に達するまでの年数は、各個体で異なる。したがって、試験片に含まれる年輪を髄側から数えると、同じ年輪番号であっても個体ごとに形成年次が異なることになり、交絡の影響が生じる¹³⁾。以上のことから、解析に用いた年輪は、形成年次を統一するために、樹皮側から数えた16年輪、すなわち樹齢に換算して7~22年輪(前述のとおり、最外年輪、すなわち23年輪は除外している)とした。ただし、養苗期間の2年間は樹齢に加えなかった。また、各年輪の密度は、その年輪に達するまでの密度をそれぞれ横断面面積で重み付けして算出した値¹⁴⁾を用いた(式1)。

$$WD_{weight} = \sum a_i \cdot d_i / \sum a_i \quad (1)$$

ここに、 WD_{weight} は重み付けした密度、 a_i は*i*年輪部分の横断面面積(円と仮定し年輪幅より算出)、 d_i は*i*年輪の密度を表す。

分散分析は、GLM procedureのTypeIII sums of squaresを用い、random effects modelに従って行った¹⁵⁾(第1表)。また、各密度形質の年輪間の共分散分析は、GLM procedureのMANOVA statementを用いた。本試験における交配設計によれば、母樹および花粉親の分散成分(σ_f^2 および σ_m^2)はそれぞれ相加遺伝分散の1/4、母

第1表 分散および共分散分析表

Table 1. Form of the variance and covariance analyses for wood density and its components.

要因 Source	自由度 Degrees of freedom	平均平方期待値成分 ^{*1} Expected mean squares ^{*1}
反復 Replication	r-1	$\sigma_e^2 + k_6\sigma_r^2$
母樹 Female	f-1	$\sigma_e^2 + k_4\sigma_{fm}^2 + k_5\sigma_f^2$
花粉親 Male	m-1	$\sigma_e^2 + k_2\sigma_{fm}^2 + k_3\sigma_m^2$
家系 Female × Male	(f-1)(m-1) ^{*2}	$\sigma_e^2 + k_1\sigma_{fm}^2$
誤差 Error	mf(y-1) ^{*2}	σ_e^2

r=反復の数, f=母樹の数, m=花粉親の数, y=個体の数, k_j=j番目の分散成分に関連した係数, σ_e^2 =誤差分散, σ_r^2 =反復間の分散, σ_f^2 =母樹間の分散, σ_m^2 =花粉親間の分散, σ_{fm}^2 =家系間の分散

*1 共分散分析では、平方和ではなくクロス乗積を用いた。

*2 実際の値は、欠損家系の数によって変化した。

r=number of replication; f=number of female; m=number of male; y=number of individual tree;

k_j=coefficient associated with the jth variance component; σ_e^2 =error variance; σ_r^2 =variance among replications; σ_f^2 =variance among females; σ_m^2 =variance among males; σ_{fm}^2 =variance among families.

*1) For covariance analyses, cross products were used instead of mean squares.

*2) Actual degrees of freedom varied depending on the total number of missing plots.

樹と花粉親の交互作用分散(σ_{fm}^2)は非相加遺伝分散の1/4と推定される¹⁶⁾。個体の狭義の遺伝率は次式で算出した¹⁶⁾。

$$h^2 = \frac{2(\hat{\sigma}_f^2 + \hat{\sigma}_m^2)}{\hat{\sigma}_f^2 + \hat{\sigma}_m^2 + \hat{\sigma}_{fm}^2 + \hat{\sigma}_e^2} \quad (2)$$

ここに、 $\hat{\sigma}_f^2$ 、 $\hat{\sigma}_m^2$ はそれぞれ母樹と花粉親の分散成分、 $\hat{\sigma}_{fm}^2$ は交互作用分散成分、 $\hat{\sigma}_e^2$ は誤差分散成分を表す。各年輪と22年輪との遺伝相関は次式で算出した¹⁷⁾。

$$r_g = \frac{c\hat{ov}_f + c\hat{ov}_m}{\sqrt{(\hat{\sigma}_{fi}^2 + \hat{\sigma}_{mi}^2) \cdot (\hat{\sigma}_{f22}^2 + \hat{\sigma}_{m22}^2)}} \quad (3)$$

ここに、 $c\hat{ov}$ は*i*-22年輪間の共分散成分、 $\hat{\sigma}_i^2$ 、 $\hat{\sigma}_{22}^2$ は*i*年輪と22年輪の分散成分を表す。添え字*f*、*m*は母樹と花粉親を表す。

間接選抜による単位時間あたりの相対的な遺伝獲得量を表す相対的効率(Relative selection efficiency, RSE)は次式で算出した¹⁴⁾。

$$RSE = r_{gi} \frac{s_i h_i t_{22}}{s_{22} h_{22} t_i} \quad (4)$$

ここに、 r_g は遺伝相関、*s*は選抜強度、*h*は遺伝率の平

方根、*t*は選抜した樹齢を表す。添え字*i*、22はそれぞれ*i*年輪と22年輪を表す。

なお、選抜強度は一定($s_i = s_{22}$)として計算した。

3. 結果と考察

3.1 平均値とその推移

密度の家系別平均値を、平均密度を一例に、母樹と花粉親の組合せごとに示した(第2表)。平均密度の家系平均値は、0.52 ~ 0.60g/cm³までの変異があり、平均値は0.56g/cm³であった。平均密度の高い親木は、母樹では札幌1号、花粉親では日高5号および空知10号であり、いずれも値は0.58g/cm³であった。平均密度の高い特定の組合せ、すなわち家系は中標津3号×吉田11号、中標津5号×日高5号であった(0.60g/cm³)。早材密度および晩材密度の家系平均値は、それぞれ0.34g/cm³(0.32 ~ 0.36)、0.87g/cm³(0.84 ~ 0.92)であった。各密度形質の家系平均値の変動係数は小さく、2 ~ 4%であった。

各年輪における全個体の平均値を平均密度、早材密度および晩材密度について示す(第1図)。平均密度は、7年輪目の0.51g/cm³から15年輪目の0.56g/cm³まで増加した後、それ以降は一定の値で推移した。早材密度は、髓側から外側に向かってほぼ一定の割合で減少し、0.34 ~ 0.40g/cm³の変動を示した。晩材密度は、7年輪目の0.82g/cm³から12年輪目の0.87g/cm³まで増加した後、

第2表 平均密度の家系別平均値

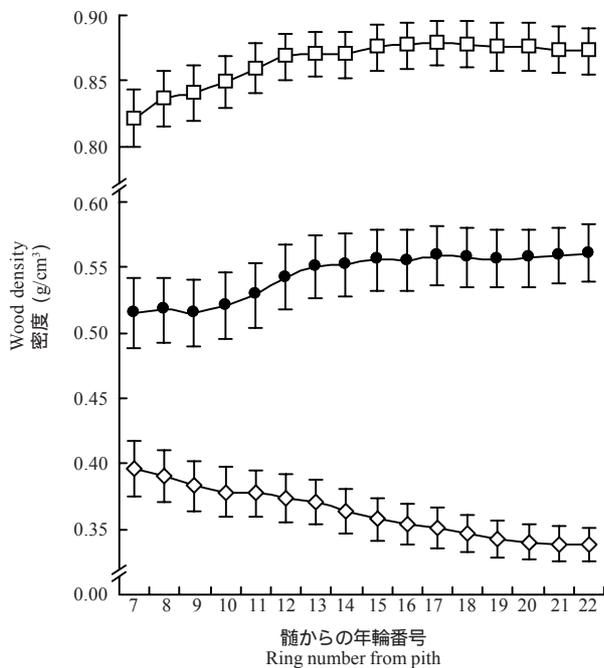
Table 2. Average value of each family in overall density.

(g/cm³)

母樹 (グイマツ) Females (<i>L. gmelinii</i>)	花粉親 (カラマツ) Males (<i>L. leptolepis</i>)									母樹平均 Average of females
	十勝 1 TOKACHI 1	日高 5 HIDAKA 5	空知 10 SORACHI 10	十勝 5 TOKACHI 5	岩村田 42 IWAMURATA 42	吉田 5 YOSHIDA 5	吉田 10 YOSHIDA 10	吉田 11 YOSHIDA 11	吉田 12 YOSHIDA 12	
札幌 1 SAPPORO 1			0.58	0.58	0.57					0.58
中標津 3 NAKASHIBETSU 3	0.55			0.57		0.55		0.60	0.56	0.57
中標津 5 NAKASHIBETSU 5	0.52	0.60		0.57		0.58	0.54	0.56	0.55	0.56
稚内 9 WAKKANAI 9	0.52	0.57		0.56		0.57	0.53	0.55		0.55
花粉親平均 Average of males	0.53	0.58	0.58	0.57	0.57	0.57	0.53	0.57	0.55	0.56*

*) 全家系の平均値

*) Average value of all families.



第1図 平均密度、早材密度および晩材密度の平均値の推移

凡例) ●: 平均密度, ◇: 早材密度, □: 晩材密度

注) エラーバーは標準偏差を示す

Fig. 1. Age trends in population means for overall density, earlywood density and latewood density.

Legend) ●: Overall density; ◇: Earlywood density; □: Latewood density

Note) Error bars show the standard deviation.

ほぼ一定の値で推移した。平均密度と晩材密度の推移は同様な傾向であったが、一定の値を示す年数は後者の方が速かった。標準偏差は、平均密度が0.043~0.054g/cm³、早材密度が0.026~0.044g/cm³、晩材密度が0.034~0.045g/cm³の変動を示し、いずれの形質についても髄側から

外側に向かって減少する傾向を示した。

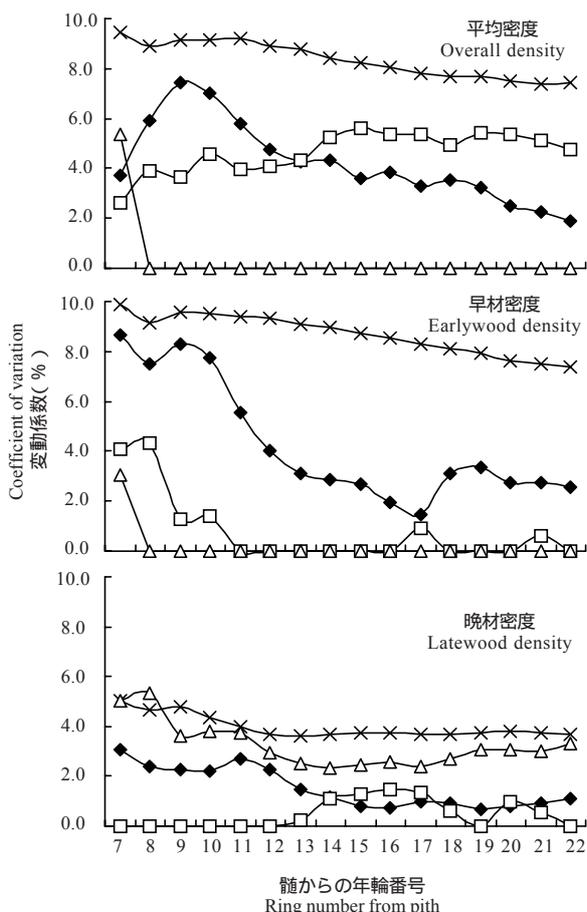
密度の樹齢の変化に伴う変動については、主に成熟材・未成熟材に関する研究の中でこれまで多くの樹種について調べられているが⁹⁾、グイマツF₁についてはほとんど報告されていない。類似樹種としては、野掘らの28年生のカラマツ属3種(ニホンカラマツ、グイマツ、チョウセンカラマツ)についての報告¹⁸⁾があるが、本試験の結果は、この報告におけるニホンカラマツと同様な傾向であった。

3.2 分散成分の推移

分散成分の推移を第2図に示す。なお、各分散成分は変動係数で示している。平均密度および早材密度の表現型分散は、髄側から外側に向かって減少し、7~10%の変動を示した。晩材密度は、7年輪目の5%から12年輪目の3.7%まで減少した後、ほぼ一定の値で推移した。晩材密度は他の2形質よりも値が小さかった。

平均密度の相加遺伝分散は、母樹と花粉親で傾向が異なっていた。すなわち、母樹の相加遺伝分散は、7年輪目の3.7%から9年輪目の7.4%まで増加した後、22年輪目の1.9%まで減少傾向を示した。一方、花粉親の相加遺伝分散は、7年輪目の2.7%から14年輪目の5.3%まで増加した後はほぼ一定の値で推移した。また、母樹の相加遺伝分散と花粉親のそれは、13年輪目までは前者の方が大きく、それ以降は後者の方が大きい値であった。

早材密度、晩材密度の相加遺伝分散は、同様の傾向であった。すなわち、母樹の相加遺伝分散は、7~14年輪まで減少した後ほぼ一定の値で推移し、花粉親のそれは早材密度の7、8年輪を除けば0~1.5%の低い



第2図 平均密度、早材密度および晩材密度の分散成分の推移

凡例) —x—: 表現型分散, —◆—: 相加遺伝分散(母樹), —□—: 相加遺伝分散(花粉親), —△—: 非相加遺伝分散

Fig.2. Age trends in phenotypic, additive(female and male) and nonadditive variance components for overall density, earlywood density and latewood density.

Legend) —x—: Phenotypic variance; —◆—: Additive genetic variance(female); —□—: Additive genetic variance(male); —△—: Nonadditive genetic variance

値で推移した。ただし、晩材密度における母樹の相加遺伝分散は、早材密度に比べて低い値であった(0.7 ~ 3.1%)

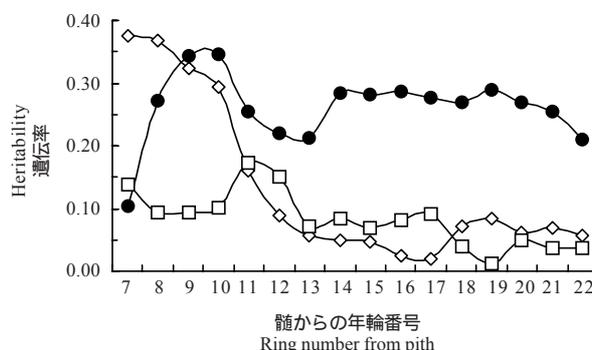
非相加遺伝分散は、平均密度および早材密度においては7年輪目を除きすべて0%であった。晩材密度の非相加遺伝分散は、2.3 ~ 5.3%の範囲で推移し、相加遺伝分散よりも大きかった。

以上の結果から、平均密度および早材密度については、樹齢の若い段階では母樹であるグイマツの寄与が大きいと考えられる。しかし、平均密度については、14年輪以降は花粉親であるカラマツの寄与の方が大きくなると考えられる。晩材密度において、非相加遺伝分

散の方が相加遺伝分散よりも大きかったことは、特定の組合せによる家系の寄与が大きいのことを示唆している。量的形質の遺伝モデルで考えると、相加遺伝分散は、一般組合せ能力の分散に起因しており、優性分散など非相加遺伝分散の大小は特定組合せ能力の分散の大小を反映したものであるといえる¹⁹⁾。前述のように、現在グイマツF₁の種子は、複数のグイマツとカラマツ精英樹クローンが混植された採種園において、自然受粉によってグイマツの母樹から生産される。したがって、この場合一般組合せ能力がより重要であり、平均密度および早材密度についてその値の高い個体を選抜することが優良種子生産において有効と考えられる。

3.3 遺伝率の推移

平均密度、早材密度および晩材密度の遺伝率の推移を第3図に示す。平均密度の遺伝率は、7年輪目の0.10を除けば、0.30前後で推移した。早材密度の遺伝率は、7年輪目の0.37から急激に減少し、12年輪目以降は0.10以下で推移した。晩材密度の遺伝率は、平均密度と早材密度と比べて低く、0.01 ~ 0.17で推移した。



第3図 平均密度、早材密度および晩材密度の遺伝率の推移

凡例) —●—: 平均密度, —◇—: 早材密度, —□—: 晩材密度

Fig.3. Age trends in heritability for overall density, earlywood density and latewood density.

Legend) —●—: Overall density; —◇—: Earlywood density; —□—: Latewood density

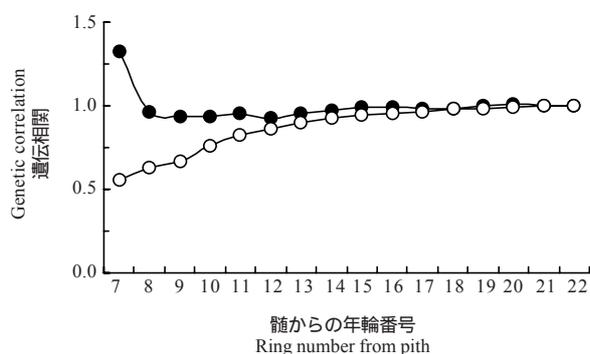
Hylén は、林齢24年生の Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) の自然交配家系(47家系)について本試験と同様の検討を行っており、晩材密度の遺伝率が最も高く、またその値は樹齢が増すごとに高くなると報告している²⁰⁾。平均密度、早材密度の遺伝率については7年輪目以降安定すると述べている。Vargas-Hernandez らは、15年生の Coastal Douglas-Fir

(*Pseudotsuga menziesii* var. *menziesii* (Mirb.) Franco) の自然交配家系(60家系)について検討した結果,平均密度の遺伝率が最も高く,いずれの密度形質も樹齢の増加に伴い遺伝率は高くなると報告している¹³⁾。本試験では,平均密度の遺伝率は8年輪目以降で大きな変動は認められなかったが,早材密度および晩材密度の遺伝率は樹齢が増加するほど減少する傾向が認められた。本試験結果は,母樹グイマツ4系統,花粉親カラマツ9系統のかけあわせから得られたものであるが,欠損家系が多くあった(第2表)。この傾向がグイマツF₁の樹種特性か否かは,今後さらに家系数を増やし検討する必要がある。

3.4 遺伝相関の推移とRSE

7~21年輪目の平均密度と22年輪目の平均密度との遺伝相関と表現型相関の推移を第4図に示す。遺伝相関は,7年輪目を除きほぼ一定の値で推移した(0.93~1.01)。遺伝相関と表現型相関は,15年輪以降は同様の値で推移するが,それより内側の若い年輪になるほど両者の差は大きくなった。

平均密度における間接選抜による相対的効率(RSE)の推移を,遺伝相関および表現型相関にもとづいて算出した結果についてそれぞれ示す(第5図)。なお,表現型相関にもとづいたRSEは,式(4)の r_g を表現型相関に置き換えて算出した。遺伝相関にもとづいて算出したRSEは,8年輪目で最も高く,3.00であった。これは,22年目で選抜を実行したときよりも8年目で実行した方が単位時間あたりの遺伝獲得量が3倍高いこと

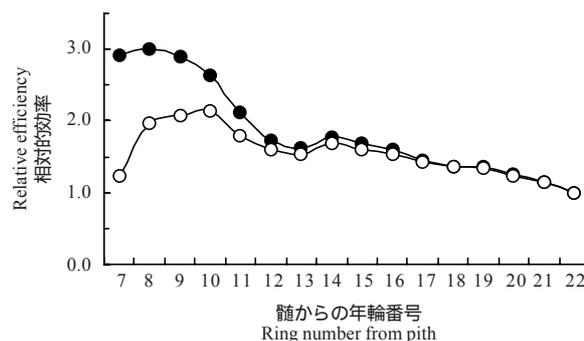


第4図 7~21年輪の平均密度と22年輪の平均密度との遺伝相関と表現型相関の推移

凡例) ● : 遺伝相関, ○ : 表現型相関

Fig.4. Trends in age-age genetic and phenotypic correlations between overall density from 7 to 21 years and overall density at 22 years.

Legend) ● : Genetic correlation; ○ : Phenotypic correlation



第5図 平均密度の間接選抜による相対的効率の推移 (凡例) ● : 遺伝相関, ○ : 表現型相関

Fig.5. Relative selection efficiency of indirect selection for overall density at different ages.

Legend) ● : Genetic correlation; ○ : Phenotypic correlation

を示している¹⁴⁾。表現型相関にもとづいて算出したRSEは,10年輪目で最も高く(2.14),遺伝相関にもとづいて算出したそれよりも2年遅くピークが認められた。

Gwazeらは,27~29年生のLoblolly pine(*Pinus taeda* L.)の全兄弟家系について年輪間の遺伝相関および表現型相関を調べており,前者の方が高い値を示し,特に樹齢の若い段階ほど両者の差は顕著であると報告している¹⁰⁾。また,5年輪目および10年輪目の遺伝相関に基づき選抜を行う最適な樹齢を検討しており,1ないし2年生時のきわめて若い樹齢において選抜を行っても十分効果があると述べている。本試験では,8年輪目で最も高いRSEが認められたが,これより若い樹齢については胸高より低い部位から試験片を採取し評価する必要がある。

4. まとめ

林齢23年生のグイマツF₁家系における平均密度,早材密度および晩材密度の分散成分および遺伝率の樹齢の増加に伴う変動を,7~22年輪について推定した。また,平均密度における年輪間の遺伝相関および間接選抜による相対的効率を算出した。

平均密度については,母樹の相加遺伝分散は若齢では高いが樹齢が増すにつれ減少する一方,花粉親の相加遺伝分散は樹齢の増加に伴い高い値を示した。この結果,平均密度の遺伝率は最初の7年輪目を除き大きな変動は認められなかった。早材密度の遺伝率は,若齢時において最も高い値を示すが,その後樹齢の増加とともに急激に減少した。晩材密度の遺伝率は,最も

低かった。

平均密度における年輪間の遺伝相関は高く、最初の7年輪目を除き大きな変動は認められなかった。平均密度の間接選抜による相対的効率_{相対的}は、8年輪目で最も高く、3.00であった。この結果、密度による早期選抜の有効性が示唆された。

文 献

- 1) 大島紹郎, 畠山末吉, 久保田泰則: 第85回日本林学会大会講演集, 169-171(1974).
- 2) 小笠原繁男, 高橋延清, 倉橋昭夫, 浜谷稔夫: 日本林学会北海道支部講演集, No.22, 115-121(1973).
- 3) 福地稔: 第98回日本林学会大会発表論文集, 257-258(1987).
- 4) 大島紹郎: 北海道カラマツ・トドマツ等人工林材対策協議会季報, No.100, 11-29(2000).
- 5) 滝沢忠昭, 川口信隆: 林産試験場月報, 362, 1-9(1982).
- 6) 安久津久, 滝沢忠昭, 高橋政治, 佐藤真由美: 林産試験場報, 4(6), 10-20(1990).
- 7) 黒丸亮, 高橋幸男, 畠山末吉: 第96回日本林学会大会発表論文集, 281-282(1985).
- 8) Zobel, B.J., and van Buijtenen, J.P.: "Wood Variation Its causes and control", Springer-Verlag, Berlin, 15-18(1989).
- 9) Zobel, B.J., and Sprague, J.R.: "Juvenile Wood in Forest Trees", Springer-Verlag, Berlin, 40-45(1998).
- 10) Gwaze, D.P., Harding, K.J., Purnell, R.C., and Bridgwater, F.E.: *Can. J. For. Res.* **32**, 1393-1399 (2002).
- 11) 藤本高明, 根井三貴, 安久津久: 第53回日本木材学会大会研究発表要旨集, 577(2003).
- 12) 野掘嘉裕: 日本林学会誌, **76**, 89-94(1994).
- 13) Vargas-Hernandez, J., and Adams, W.T.: *For. Sci.* **38**, 467-478(1992).
- 14) Hannrup, B., and Ekberg, I.: *Can. J. For. Res.* **28**, 1373-1379(1998).
- 15) SAS Institute, 1990. SAS/STAT user's Guide, Version 6, Fourth Edition, volume 2, Cary, NC.
- 16) Zobel, B., and Talbert, J.: "Applied forest tree improvement", John Wiley & Sons, New York, 252-258(1984).
- 17) Becker, W.A.: "Manual of quantitative genetics", Ed.4. Academic Enterprises, Pullman, WA, 126-130(1984).
- 18) 野掘嘉裕, 永田義明, 千葉茂: 日本林学会北海道支部講演集, No.38, 47-49(1990).
- 19) 大庭喜八郎, 勝田証編: "林木育種学", 文永堂出版, 104-105(1991).
- 20) Hylen, G.: *Can. J. For. Res.* **29**, 135-143(1999).

- 利用部 材質科 -

- * 1 北海道立林業試験場 -

(原稿受理: 03.9.2)