

# ウダイカンバ人工林における径級分布の推定 －林齢，地位，収量比数の違いがワイブル分布のパラメータに及ぼす影響－

大野 泰之\*

## Estimation of diameter distribution of *Betula maximowicziana* artificial stands: effects of stand age, site index, and relative yield index on Weibull parameters

Yasuyuki OHNO\*

### 要旨

ウダイカンバ人工林の径級分布を林分レベルの属性情報（林齢，地位：SI，収量比数：Ry）から予測するため，10－46年生の38林分を対象にワイブル分布を適用し，パラメータ（位置パラメータ：a，尺度パラメータ：b，形状パラメータ：c）を最尤法により決定した。決定したワイブル分布と観測値との間で適合度検定を行った結果，33林分において適合性が確認された。ワイブル分布のパラメータに影響する林分レベルの因子を抽出するため，一般化線型モデル（GLM）による解析を行った。パラメータa，cでは林齢，SI，Ryを含むモデルがそれぞれ選択され，パラメータbでは林齢を含むモデルが選択された。GLMの結果は，ウダイカンバ人工林におけるワイブル分布の形状が林齢とSI，Ryに応じて変化することを示していた。ウダイカンバ人工林の径級分布を把握するための簡便な方法として，構築したモデルの有効性を議論した。

キーワード：ウダイカンバ人工林，径級分布，ワイブル分布，地位，収量比数

### はじめに

ウダイカンバ (*Betula maximowicziana*) 林の密度管理と収穫予測を行うための主要なツールとして，収量－密度図（渋谷・菊沢 1988）と林分密度管理図（猪瀬ら 1991）がある。この二つの図は，それぞれに異なる次の特徴を持っている。収量－密度図は全層間伐を想定したツールであり，単材積の大きい立木から順番に積算した材積（Y，積算材積）とその本数（N，積算本数）との関係（Y－N曲線）を用いて収穫予測を行う。収量－密度図では林分の混み合いの程度が林分緊密度（ $\alpha$ ）によって判断される（Kikuzawa 1983, 菊沢 1983b）。一方，林分密度管理図は下層間伐による保育管理に対応しており，上層木の平均樹高の推移とそれと連動した林分材積，本数の動きから予測を行う。密度管理図では林分の混み合いの程度が収量比数（Ry）によって判断される。

収量－密度図と密度管理図の違いは得られる情報にも認められる。収量－密度図による収穫予測では，胸高直径階ごと

の立木本数の推定が可能である（菊沢 1983a, 渋谷・菊沢 1988）のに対し，密度管理図から得られる情報は平均胸高直径であり（猪瀬ら 1991），径級ごとの本数の推定には対応していない。生産目標の立案など，森林管理の方針を決める場合，平均直径の表示だけでは不十分であり，胸高直径階ごとの本数分布（以下，径級分布と記す）が必要とされる機会が多い（菊沢1983a, 阿部 1980）。このため本研究では，ウダイカンバ林の密度管理図の情報から径級分布を推定する方法について検討した。

林分の径級分布にはL字型や逆J字型，単峰型などの形状が認められ，これらの分布形は確率密度関数によって定量的に記述することができる（Cao 2004）。例えば，トドマツ人工林では，Hozumi (1971) のベータ（Beta）型の確率密度関数から導かれたY－N曲線から径級分布が決定された（清和ら 1982）。立木の胸高直径データから径級分布を決める関数として，ワイブル分布の有効性も報告されてきた。ワイブル分布は多様な分布形に柔軟に対応し，パラメータの推定が比較的

\* 北海道立総合研究機構林業試験場 Forestry Research Institute, Hokkaido Research Organization, Bibai, Hokkaido 079-0198

[北海道林業試験場研究報告 第58号 令和3年3月, Bulletin of the Hokkaido Forestry Research Institute, No. 58, March, 2021]

容易である (Cao 2004)。そのため、様々なタイプの森林を対象にパラメータが決定され、径級分布に対する適合性も確認されてきた (Cao 2004)。また、ワイブル分布のパラメータは林齢 (和田ら 1990, 松本ら 2011) や除間伐 (石橋ら 1992)、小班の大きさ (國崎 1998) など、林分レベルの属性情報と関連することも明らかにされた。このようなワイブル分布の形状と属性情報との関係は収穫予測に活用され、スギ、ヒノキ人工林では径級ごとの収穫予測が可能となっている (牧本・西山 2005, 松本ら 2011)。しかし、これらの報告では、ワイブル分布のパラメータは単一の属性情報との関係からしか解析されていない。つまり、複数の情報との関連性については考慮されてこなかった。

本研究では10-46年生のウダイカンバ人工林 (38林分) を対象に、ワイブル分布のパラメータを林分ごとに決定し、その適合性を評価した後、ワイブル分布のパラメータを林分レベルの属性情報から推定するためのモデルを構築した。ウダイカンバは光・水分要求性の高い樹種であるため、モデル構築では光・養水分の資源と関係する可能性がある収量比数 (Ry) や地位指数 (SI)、林齢との関係に着目して解析を行った。そして、構築したモデルを用いて林分ごとの径級分布を推定し、精度検証を行った。

材料と方法

北海道内のウダイカンバ人工林 (22市町, 38林分) を対象に調査を行った。調査林分の林齢は10-46年である (表-1)。調査林分における除間伐などの施業履歴は不明である。い

ずこの林分もウダイカンバが優占し、不成績造林地は含まれていない。各林分に方形プロット (0.01-0.25ha) を設定し、植栽木を対象に胸高直径 (DBH) と樹高 (H) を測定した。なお、ウダイカンバとともにシラカンバが植栽されていると思われる林分が4箇所、認められたが、シラカンバの本数は少なく、ウダイカンバのDBHとの違いがなかったことから、これらを含めて集計・解析を行った。

表-1 調査林分の概況

項目	平均	最小値	最大値
林齢 (年)	32	10	46
胸高直径 (cm)	17.1	8.0	29.7
樹高 (m)	17.2	9.0	26.1
立木密度 (本/ha)	865	250	2225
林分材積 (m <sup>3</sup> /ha)	143	27	391
地位指数 (m)	21.3	16.5	27.9
収量比数	0.79	0.24	1.55

地位と収量比数は猪瀬ら (1990) をもとに算出。

調査林分における平均DBHと平均H、林分材積の範囲 (最小値-最大値) は、それぞれ17.1cm (8.0-29.7cm), 17.2m (9.0-26.1m), 143m<sup>3</sup> (27-391m<sup>3</sup>/ha) であった。猪瀬ら (1990) の方法を用いて算出した地位指数 (SI) と収量比数 (Ry) の範囲は、それぞれ16.5-27.9m, 0.24-1.55であった。通常、Ryは1を超えないとされているが、ウダイカンバ林の最多密度

表-2 林分ごとに決定したワイブル分布の位置 (a)、スケール (b)、形状パラメータ (c) と適合度検定の結果

ID	a	b	c	df	χ <sup>2</sup> 値	ID	a	b	c	df	χ <sup>2</sup> 値
1	8	4.842	2.465	3	7.1	20	4	8.165	2.834	5	6.8
2	11	5.961	2.484	5	3.6	21	4	7.305	2.569	4	8.5
3	10	5.590	2.441	5	13.2 *	22	6	3.256	2.438	2	4.6
4	11	4.848	2.626	4	9.6 *	23	7	5.498	3.727	6	11.1
5	14	5.790	2.501	4	2.0	24	15	7.463	2.499	5	4.0
6	7	7.801	2.909	6	3.4	25	15	7.854	1.841	7	2.1
7	8	8.623	2.329	8	6.1	26	19	7.995	2.397	6	4.5
8	19	4.745	1.601	5	6.5	27	9	8.737	1.969	7	7.3
9	11	5.746	1.912	5	7.9	28	16	8.582	2.409	6	2.3
10	16	9.719	2.229	7	6.5	29	16	7.309	1.920	8	3.2
11	4	7.667	2.788	5	5.7	30	9	6.028	2.262	7	3.0
12	7	3.426	2.704	4	2.8	31	11	8.532	2.644	6	6.5
13	4	6.264	3.041	5	13.4 *	32	13	6.696	2.522	6	13.6 *
14	13	4.515	2.226	3	3.2	33	21	9.721	2.220	8	4.5
15	13	9.147	2.665	7	5.1	34	15	7.902	2.592	6	4.6
16	10	5.757	2.534	5	10.2	35	9	7.355	2.145	6	7.6
17	5	4.656	3.261	6	9.1	36	14	7.748	2.128	8	3.0
18	2	6.625	3.455	4	11.3 *	37	19	7.161	2.753	5	3.8
19	2	8.817	2.329	8	12.8	38	12	11.184	3.030	7	8.5

df: 自由度, \*: p < 0.05

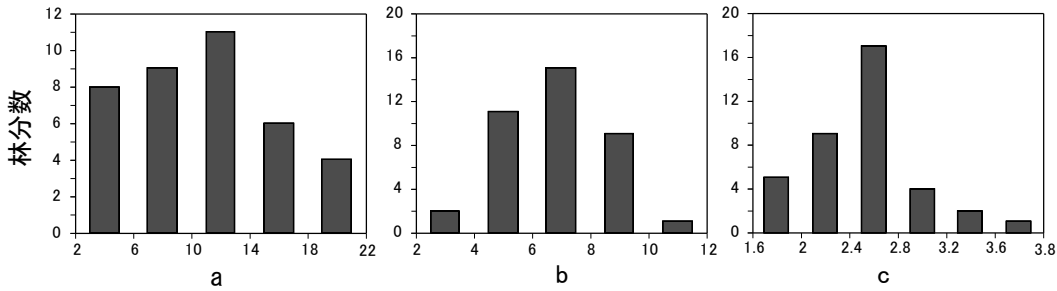


図-1 ワイブル分布の位置 (a), 尺度 (b), 形状パラメータ (c) の頻度分布

表-3 ワイブル分布の位置 (a), 尺度 (b), 形状パラメータ (c) をそれぞれ応答変数とする一般化線形モデルの結果：説明変数とその係数, 赤池情報量基準 (AIC), 決定係数 ( $R^2$ )

応答変数	切片	目的変数			AIC	$R^2$
		林齢	地位指数	収量比数		
a	0.0079 (0.4271)	0.0342* (0.0054)	0.0798* (0.0798)	-0.6205* (0.2630)	194.4	0.743*
b	1.5272* (0.1259)	0.0126* (0.0126)	NS	NS	145.2	0.295*
c	1.4485* (0.1832)	-0.0095* (0.0027)	-0.0194 (0.0108)	0.2339 (0.1437)	37.7	0.318*

括弧内の数値は標準誤差を示す。\* :  $p < 0.05$   
NSはモデルに選択されなかったことを示す。

曲線の作成には二次林のデータが使用され、ウダイカンバ以外の樹種が除かれたものが使われている (猪瀬ら 1990)。そのため、林分材積が過少になっており (猪瀬ら 1990)、このことが最多密度曲線にも影響している可能性がある。本研究では、林分間における混み合いの程度の順番に影響はないと判断し、Ryの値をそのまま解析に使用した。なお、解析には R version 4.0.2 (R Core Team 2020) を用いた。

各林分の径級分布の記述には下記のワイブル分布を適用し、パラメータを決定した。

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \exp\left\{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right\}$$

ここで  $f(x)$  は確率密度,  $x$  は DBH である。a, b, c は、それぞれ位置パラメータ, 尺度パラメータ, 形状パラメータである。本研究では阿部 (1980) の方法に従って a を設定し、パラメータ b, c を最尤法によって決定した。a, b はそれぞれ調査林分の最小直径階, 平均胸高直径と関連するパラメータである。c は最も重要なパラメータであり、径級分布の形を決めている。c < 1 の場合は逆J字型曲線, c = 1 で指数分布, 1 < c < 3.6 で分布が左側に偏り, c ≈ 3.6 で正規分布, c > 3.6 で右側に偏った分布形をとる。林分ごとに決定したワイブル分布の適合性を評価するため、観測値との間で  $\chi^2$  検定を行った。

調査林分の径級分布の形状に関連する林分レベルの属性情報を明らかにするため、パラメータ a, b, c をそれぞれ応答変数とし、林齢と地位指数 (SI), 収量比数 (Ry) を説明変数と

する一般化線形モデル (GLM) による解析を行った。この GLM では、Cao (2004) が提案した回帰式と対応するようにリンク関数を log, family を gaussian に設定した。変数選択には赤池情報量基準 (AIC) を用い、AIC が最小となるモデルをそれぞれ選択した。

### 結果

林分ごとに決定したワイブル分布のパラメータを表-2 に示す。ワイブル分布の適合度を  $\chi^2$  検定によって評価した結果、5%水準で有意になった林分は38箇所のうち5箇所であった。図-1 にワイブル分布のパラメータの階級別の頻度分布を示す。a, b の最頻階級とその範囲 (最小値, 最大値) は、それぞれ 10-14 (2, 21), 6-8 (3.2-11.1) であった。c の最小値と最大値は 1.6, 3.8 であり、最頻階級は 2.4-2.6 であった。

一般化線形モデル (GLM) による解析の結果、パラメータ a, c では林齢と地位指数 (SI), 収量比数 (Ry) を含むモデルが選択され、b では林齢を含むモデルが選択された (表-3)。パラメータ a, b, c のモデルにおける決定係数は、それぞれ 0.743, 0.295, 0.318 であった。選択された目的変数を用いて林齢とパラメータ a, b, c との関係を図-2 に示した。林齢と SI は a に対して正の効果を持ち、Ry は負の効果を与えていた (表-3)。同じ林齢, SI の場合、Ry の低下にともない a の値は大きくなっていった (図-2)。一方、c に対して林齢と SI は負の効果を持ち、Ry は正の効果を与えていた。c の値は林齢と

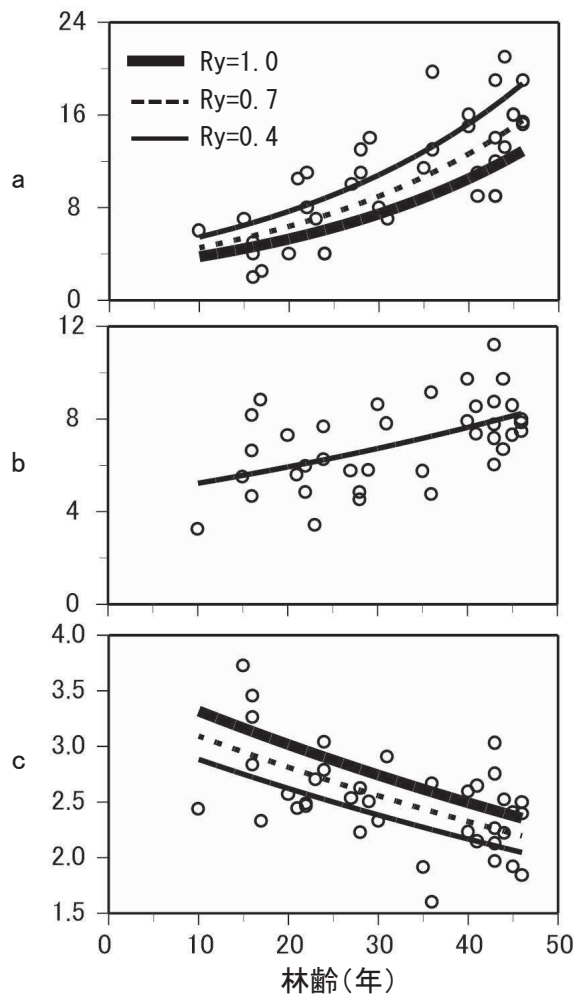


図-2 林齢とワイブル分布の位置 (a), 尺度 (b), 形状パラメータ (c) との関係

図中の線は、表-3の係数を用いて算出した各パラメータの予測値を示す。a, cでは地位指数を20とし、3段階の収量比数(Ry)の条件で予測した。

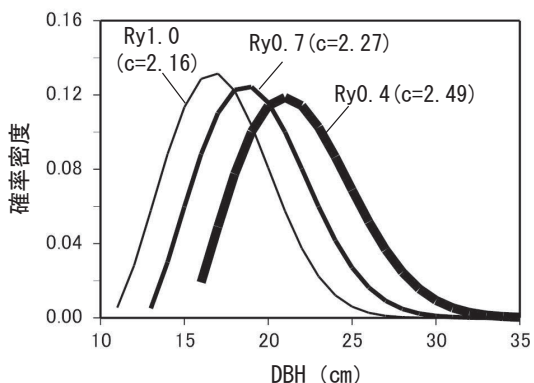


図-3 推定したワイブル分布のパラメータから作成した40年生時のDBHと確率密度との関係

図中の線は表-3の係数を用いて算出した各パラメータの予測値から描いた確率密度を示す。林齢と地位指数をそれぞれ40年、20とし、3段階の収量比数(Ry)の条件で予測した。cの値は形状パラメータであり、 $1.6 < c < 3.6$ の範囲では値が大きいほど左偏性が強い。

ともに低下し、林齢と地位が同じであれば、Ryが小さくなるほどcが小さくなっていった。林齢はパラメータbに対し正の効果を持ち、林齢とともにbは大きくなっていった。

GLMで得られたモデル(表-3)を用いてパラメータa, b, cをそれぞれ推定し、図-3にワイブル分布(確率密度)を例示した。この例示では、林齢を40年、SIを20、Ryを0.4, 0.7, 1.0の3段階とし、推定を行っている。すべてのRyにおいて、径級分布は単峰型を示しているものの、Ryが小さい条件ほど確率密度のピークは大きなDBH階級に移行していた。また、Ryが小さい林分(Ry0.4)ほどc(形状パラメータ)の値が大きくなっていった。

調査林分ごとに決定したパラメータ(表-2)から描いたワイブル分布(決定値)とGLMで得られたモデル(表-3)から推定したワイブル分布(推定値)を比較した(図-4)。ここではランダムに選んだ6カ所の林分について図示している。林分#1のように、決定値と推定値が比較的、一致しているものがある一方、#30のように両者の間に大きな乖離が認められる林分が存在した。

### 考察

決定したワイブル分布と観測値との間で適合度検定を行った結果、5%水準で有意差があった林分は38林分のうち5箇所であった(表-2)。つまり、残りの33林分(87%)ではワイブル分布が適合していたことを示している。この割合はトドマツ人工林で報告されている値(阿部1980)と同等であり、天然林で報告されている値(約60%, 和田ら1990)よりも高い。このことから、ワイブル分布はウダイカンバ人工林の径級分布を記述するうえでも有効であると判断できる。

ワイブル分布のパラメータに関連する林分レベルの属性情報(要因)として、これまで林齢(牧本・西山2005, 松本ら2011)や立木密度(清和ら1982)などとの関係がそれぞれ個別に解析されてきた。本研究では複数の要因が複合的にパラメータと関連することを示した(表-3, 図-2)。bと林齢との間には正の関係が認められた。bは平均DBHと関連するパラメータであり、同様の結果は北海道の針広混交林においても報告(和田ら1990)されている。健全なウダイカンバ人工林では、植栽木の平均DBHは林齢とともに増加する(大野2008)ため、bはこの動きと連動したものである。

パラメータaに対して林齢と地位(SI)は正の効果を持ち、収量比数(Ry)は負の効果を与えていた(表-3, 図-2)。この理由の一つとして施業履歴があげられる。aは調査林分の最小直径階と関連するパラメータであるため、除伐などによる小径木の伐採は直接的にaを大きくする(阿部1980)。一般に林齢が同じであれば、SIが高い(樹高成長が旺盛な)林分ほどRyは高くなるため、このような林分が除間伐の対象となり、小径木の伐採によってaの値が大きくなった可能性がある。また、ウダイカンバの成長・死亡特性も林齢やRyを介し

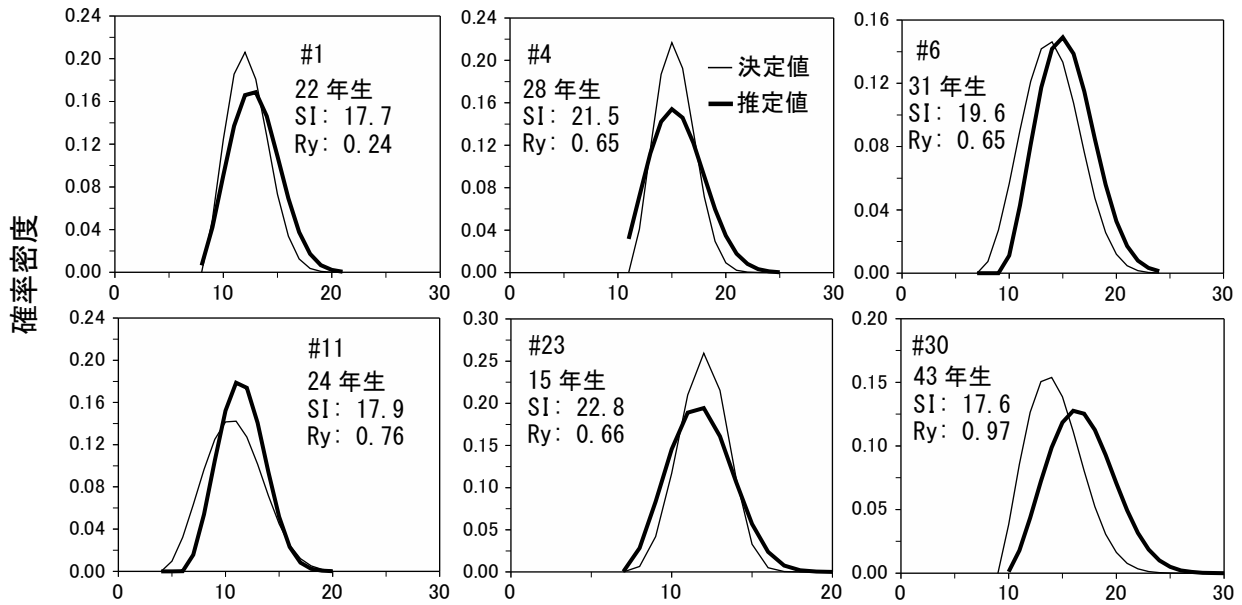


図-4 パラメータの決定値と推定値から描いたワイブル分布の比較

図中の番号は調査林分のIDを示す。決定値は林分ごとに決定したワイブル分布（表-2）であり、推定値は表-3の係数を用いて推定したワイブル分布である。SI, Ryはそれぞれ地位、収量比数を示す。

てaに影響していた可能性がある。ウダイカンバの成長は個体間競争の影響を受け、とくに小径木ほど競争効果によって肥大成長が制限される（Ohno et al. 2009, 2010, 大野 2011）ため、林齢とSIが同じ場合、Ryの高い林分ではaが小さくなるものと推察される。また、発達途中の段階にあるウダイカンバ林では小径木ほど死亡率が高い（菊沢ら 1981）ため、林分の発達（林齢の増加）にともなう小径木の死亡によってもaの値が大きくなるものと考えられる。

観察されたパラメータcの範囲は1.6-3.8であり、最頻階級は2.4-2.6であった（表-2, 図-1）。このことは、ほとんどの林分の径級分布が左側に偏った形（ $1 < c < 3.6$ , 左偏性）であり、正規分布（ $c=3.6$ ）、右側に偏った分布型（ $3.6 < c$ ）を示す林分が非常に少なかったことを示している。林齢はcに対して負の効果をもっていた（表-3）。同様の傾向はスギ人工林（松本ら 2011）において報告されている。観察された範囲では林齢の増加とともにcが小さくなるため、このことは径級分布の左偏性が林齢とともに顕著になることを意味している。また、SIとRyもcに関連する要因として選択され、SIとRyはcに対してそれぞれ負、正の効果を示していた（表-3, 図-2）。つまり、林齢が同じ場合、SIが高く、Ryが低くなるほどcの値は小さくなる（左偏性が強くなる）ことを示している。観察されたcの変動パターンはウダイカンバの成長特性によって説明することができる。ウダイカンバの肥大成長は個体のサイズに依存し、期首のDBHが大きい個体ほど大きな成長量を示す（大野 2011）。そのため、大きな個体ではより大きなDBHの階級に進捗しやすい一方、サイズの小さな個

体は同じ階級にとどまる時間が長くなる。その結果、林齢とともに径級分布の左偏性が高まった（右側の裾野が長くなった）ものと考えられる。また、肥大成長におけるサイズ依存の程度は、林分の組み合わせの程度によって異なる。強度間伐が行われてきた林分と無間伐林分との間でウダイカンバの肥大成長量が比較された事例では、明瞭な成長量の違いが大きなサイズクラスで認められたのに対し、小さなサイズクラスでは林分間における成長量の違いは顕著なものでなかった（大野 2011）。つまり、Ryの低い林分ではサイズの大きなウダイカンバが旺盛に成長する一方、サイズの小さな個体の成長量はRyの高い林分との差が小さく、これらの個体は同じ階級にとどまることになる。そのため、Ryの低い林分ではcの値が小さくなり、径級分布の形が左側に偏ったものになるものと推察される。このことを明らかにするためには、ワイブル分布のパラメータと個体スケールでの成長・死亡パターンとの対応関係を明らかにする必要がある（Lima et al. 2016）。

スギ人工林におけるシステム収穫表では、林齢から推定したワイブル分布のパラメータ（a, b, c）が収穫予測に反映されており、径級ごとの立木本数が出力されるアルゴリズムになっている（松本ら 2011）。つまり、径級分布の形状は林齢のみに依存し、Ryなどの違いによる径級分布への影響は考慮されていない。本研究では、林齢とともにRyとSIもワイブル分布のパラメータに影響することをウダイカンバ人工林において明らかにした。このことは、収穫予測技術の高度化に展開できる可能性を示している。

ウダイカンバ林の密度管理図による収穫予測では、得られ

る情報が平均胸高直径に限定されているが、本研究の結果と組み合わせることで径級別の収穫予測へと発展できる可能性も示している。林齢、SI、Ryから推定したパラメータを用いて記述したワイブル分布（確率密度）では、同じ林齢の場合、Ryが小さい林分の径級分布ほど大きなサイズクラスに移動していた（図-3）。この傾向はウダイカンバ林における間伐試験の結果や収量-密度図を用いた予測（新田・菊沢 1987, 渋谷・菊沢 1988, 滝谷ら 1996）と一致しており、推定した径級分布がウダイカンバ林の動態を反映しているものと判断できる。ただし、パラメータを推定するモデルの決定係数（ $R^2$ ）は、aで0.743と高かったものの、bとcの $R^2$ はそれぞれ0.295、0.318と低かった。また、推定したワイブル分布は林分ごとに決定したものと必ずしも一致していない（図-4）ため、今回の結果を用いて径級分布を推定する場合には、目安としてとどめておくことが適切であろう。今後、データを拡充し、精度の向上を図る必要がある。

## 引用文献

- 阿部信行（1980）トドマツ人工林の施業法に関する研究（Ⅱ）  
- 道有林におけるトドマツ人工林の収穫予想表の作成 -。北林試研報18: 71-93.
- Cao QV（2004）Predicting parameters of a weibull function for modeling diameter distribution. *Forest Science* 50: 682-685.
- Hozumi K（1971）Studies on the Frequency distribution of the weight of individual trees in a forest Stand III. a beta-type distribution. *Jap J Ecol* 21: 152-167.
- 猪瀬光雄・小林文男・小木和彦・佐野 真（1991）ウダイカンバの林分密度管理図。北方林業43: 34-37.
- 石橋 聡・猪瀬光雄・佐野 真・小木和彦（1992）数理モデルによる森林成長の樹種・地域特性の解明（Ⅶ）-ワイブル分布を用いたカラマツ人工林の直径分布の変化-。北方森林学会誌40: 164-166.
- Kikuzawa K（1983）Yield-density diagram; compactness index for stands and stand components. *For Ecol Manage* 7: 1-10.
- 菊沢喜八郎（1983a）北海道の広葉樹林。北海道造林振興協会、札幌。
- 菊沢喜八郎（1983b）林分の緊密度とそれを応用した収量-密度図の改良-。北林試研報 21: 1-7.
- 菊沢喜八郎・高橋幸雄・水井憲雄・浅井達弘・福地 稔・水谷栄一（1981）ウダイカンバ林の生長量。日林北支講 29: 46-48.
- 國崎貴嗣（1998）小班面積の違いがスギ人工同齡単純林の直径分布形に及ぼす影響。東北森林科学会誌 3: 1-5.
- Lima RAF, Batista JLF, Prado PI（2015）Modeling tree diameter distributions in natural forests: an evaluation of 10 statistical models. *Forest Science* 61: 320-327.
- Lima RAF, Muller-L HC, Prado PI, Condit R（2016）How do size

- distributions relate to concurrently measured demographic rates? Evidence from over 150 tree species in Panama. *Journal of Tropical Ecology* 32: 179-192.
- 牧本卓史・西山嘉寛（2005）長伐期林の収穫予測システムの開発。岡林試研報21: 43-52.
- 松本光朗・中島 徹・細田和男（2011）システム収穫表LYCSの改良。日林試93: 187-195.
- 新田紀敏・菊沢喜八郎（1987）山火事跡広葉樹二次林の育成試験 - 成長量と間伐の効果 -。日林北支論 35: 153-155.
- 大野泰之（2011）落葉広葉樹林におけるウダイカンバ成木の衰退の要因解明に関する研究。北林試研報告 48: 1-46.
- 大野泰之・勝矢晃敏・竹本 諭（2008）樹冠長・枝下高を指標としたウダイカンバ大径材の生産技術。光珠内季報 149:1-5.
- Ohno Y, Umeki K, Terazawa K, Yasaka M, Watanabe I, Takiya M（2010）Competition as a predisposing factor of crown dieback in a secondary forest of *Betula maximowicziana* in Hokkaido, northern Japan. *J For Res*15: 161-168.
- Ohno Y, Umeki K, Watanabe I, Takiya M, Terazawa K, Yasaka M, Matsuki S（2009）Basal area growth and mortality of *Betula maximowicziana* affected by crown dieback in a secondary forest in Hokkaido, northern Japan. *J For Res* 14: 37-43.
- R Core Team（2020）R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- 清和研二・菊沢喜八郎・久保田泰則（1982）トドマツの密度試験（Ⅱ）-材積・直径の頻度分布形と密度について-。北方森林学会誌 30: 44-46.
- 渋谷正人・菊沢喜八郎（1988）ウダイカンバ林の収量-密度図。北方森林学会誌 36: 124-126.
- 滝谷美香・梅木 清・小山浩正・寺沢和彦（1996）ウダイカンバ間伐試験地における葉量および林分構造の10年間の推移。北方森林学会誌 44: 86-88.
- 和田茂彦・竹内典之・川村 誠・酒井徹朗（1990）森林の動態に関する研究（Ⅲ）: 北海道演習林の天然林について。京大演報62: 96-107.

## Summary

The Weibull distribution was applied to predict the diameter distribution of the *Betula maximowicziana* artificial forests by stand-level variables (i.e. stands age, site index: SI, relative yield: Ry). Weibull parameters (a: location, b: scale, c: shape) were determined for 38 stands (10 to 46 years of age). The goodness of fit test (the chi-square test) showed that the determined Weibull distributions fitted in 33 of the 38 stands. A generalized linear model (GLM) was performed to detect the variables that affect Weibull

parameters. For parameter a and c, stand age, SI, and Ry were selected in the final model respectively. For b, stand age was selected in the final model. The results of GLM indicated that the shape of the Weibull distribution will change depending on the stand-level variables. We discussed the availability of the constructed models as a simple method for predicting the diameter distribution of the monarch birch artificial forests.

**Key words**

*Betula maximowicziana* artificial stands, Diameter distribution, Weibull distribution, Site index, Relative yield index