

カイワレを用いた緑化基盤材の評価に関する基礎的研究

THE BASIC STUDY ON EVALUATION OF BED MATERIALS FOR PLANT TREATMENT
BY USE OF WHITE RADISH SPROUTS

多島 秀司¹ 深川 良一¹ 羽賀 浩² 宮谷 一平¹
Shuji TAJIMA Ryoichi FUKAGAWA Hiroshi HAGA Ippei MIYATANI

ABSTRACT: In this paper, some series of vegetation tests by use of white radish sprouts are carried out in order to investigate the effect of compost drying on the vegetation. The results are evaluated based on randomized block design method, one of the typical method of the design of experiments. As the results of the study, some useful knowledges and issues on the evaluation of test results in case of vegetation tests were obtained and were made clear.

Key Words : Bed material for plant treatment, Vegetation experiment, Friedman test

1. はじめに

近年建設副産物を用いた緑化基盤材や屋上緑地用人工軽量土壌など、新しい緑化基盤材が開発され、植生実験の必要性も高まっている。特に、伐採木材の堆肥化や汚泥の緑化基盤材への再利用など、土木工学に関連の深い緑化技術が増えてきている。このような新しい緑化基盤材を用いる場合、その開発初期段階において、室内実験を行うことが一般性を与える上で望ましい。しかしながら、土木工学の分野において緑化基盤材の室内試験に関する報告事例は少ない。また、今後も植生実験の必要性が高まることが予想されることから、室内実験の方法や問題点について整理する必要があると考えた。

そこで、リサイクル材を使用した緑化基盤材や、屋上緑地用の人工軽量土壌など新しい緑化基盤材の開発初期段階を想定し、統計的手法を用いて実験を行った。

近年、造成工事などで発生する伐採木材を堆肥化する研究が報告されていることから、伐採残滓を原料とする堆肥を試料として用いた。ただし、本研究の場合、堆肥化の促進による影響を調べたものでなく、堆肥を減量化させた場合の影響を例とした。堆肥の減量化が可能であるとヤードが確保しやすく、運搬時のコスト削減にもつながることから伐採木材の堆肥への利用率の向上も期待できる。そこで、乾燥による減量化による植生への影響をカイワレの茎長を計測して統計的な評価を行った。

本報告は播種から検定までのプロセスを中心に報告することにより、緑化基盤材評価を目的とした植生実験の一例として提案するものである。

2. 研究趣旨と統計処理法

2.1 研究趣旨

第1章でも述べたように、工事現場で発生した伐採木材を現場内で植生用土壌として用いる場合、対象とする植生を植樹する以前に、堆肥化の熟成度や配合比を植生実験によって調査する場合がある。その確認手段として植生実験を行う場合や、汚泥などの建設副産物からなる緑化基盤材の開発初期段階などを想定している。そのため、

1 立命館大学理工学部 Department of Civil Engineering, Ritsumeikan University

2 舞鶴市役所 Maizuru City Hall

本研究は結果の再現性を重視すること、結果に一般性を与えること、一般の工事現場などでも適用可能な方法を用いること等を計画上の重要課題として位置付けた。そのため、恒温装置や自動散水機を用いず、実験用の圃場（敷地）を必要としない方法が適当であると考えた。

上記のような観点から実験は室内で行い、播種する植物にはカイワレを用いた。カイワレは四十日大根とも呼ばれる大根の双葉である。カイワレは成長が早いことから、植生実験、特に発芽阻害を見るような場合に用いられることがある。研究趣旨と照らした場合のカイワレを用いる理由として①成長が早い、②ほぼ一年を通じ播種が可能である、③種子の入手が容易である、④生育に必要な最低土量が少なく、実験スペースをとらない、⑤一度に多量の播種が可能である、等があげられる。

2.2 本研究で用いた統計処理法

(1) 乱塊法の概要

植生実験では結果に与える影響要因が多い。また、実験の場（ここでは室内環境、播種する種子の大きさ等）を完全にそろえて実験を行うことも難しい。そこで本研究は再現性を考慮し、また結果の一般化を目的として統計的な手法による検討を行った。本研究で用いた乱塊法は実験計画法の一つで、工学に限らず、理学・農学・心理学など多くの分野で広く応用されている。実験の場をいくつかのブロックに分け、ブロック内を管理状態におき、各ブロック内で植栽をランダムに行う。ブロックの分け方として、実験日、実験地区、被験者、原料ロットなどが取り上げられることが多い。実験条件をそろえることが困難な因子をブロックとして取り上げ、ブロック間の違いを検定する。例えば、本研究における植生実験のように、散水条件、光、気温、湿度など結果に影響を与える因子が多く、かつ、それらを完全に制御することが難しい場合などは実験日をブロックに取るのが良い。その結果、日によって多少変化する室内環境を実験開始日の違いが与えた影響として検定を行う。乱塊法における実験配置例を表-1に、分散分析表の例を表-2に示す。表-1の様な実験配置の場合、A1~A3には材料A、材料B、材料C、もしくは土壌改良材の添加率10%、添加率20%、添加率30%のように水準を取り（因子Aとよぶ）、B1~B4には実験日、被験者、場所などをとり（ブロック因子とよぶ）、ブロック間で検定することにより、得られた結果が同一の母集団から得られたものであるか調べる。

また、実験日のように反復をブロックとした場合、同一母集団から得られていることが前提となる。このように乱塊法の場合一般的な二元配置と異なり、因子A1~A3、因子B1~B4間の交互作用を調べたり、ブロック因子における最適比などを調べたりすることは無意味となる。そのため、二元配置の構造式が(1)式となるのに対し、乱塊法の構造式は(2)式のように、交互作用効果を持たない。

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \gamma_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

ここに y_{ij} : データ、 μ : 一般平均、 α_i : 因子Aによる主効果、 β_i : 因子Bによる主効果、 $(\alpha\beta)_{ij}$: 交互作用、 ε_{ij} : 実験誤差、 γ_j : 繰返し(ブロック)による主効果である。

表-1 実験配置例

	B1	B2	B3	B4
A1				
A2				
A3				

(2)式に対応し、総平方和を分解した式は(3)式となる。

$$S_T = S_A + S_R + S_E \quad (3)$$

ここに S_T : 総平方和、 S_A : 因子A間の平方和、 S_R : ブロック間の平方和、 S_E : 誤差平方和である。

検定方法については表-2のような分散分析表を作成し、分散比が自由度($a-1, n-1$)のF分布に従うことを利用し、F分布のパーセン

表-2 乱塊法における一般的な分散分析表例

要 因	平方和	自由度	平均平方	分散比
A 間	S_A	$a-1$	V_A	V_A/V_E
ブロック	S_R	$n-1$	V_R	V_R/V_E
誤 差	S_E	$(a-1)(n-1)$	V_E	
全 体	S_T	$an-1$		

ト点と見比べて行う。

表-3 検定方法例(応用植物化学実験²⁾より一部修正)

(2) ノンパラメトリック検定

前項(1)では正規性を前提とした分散分析法について述べたが、得られた結果が正規分布に従わないことも十分考えられる。茎長の分布が正規性に従わない

場合はノンパラメトリック検定を行う。この例の乱塊法の場合、ブロックと変数(因子)が対応し、2 因子であることから検定方法として表-3 中の Friedman 検定を用いる。この方法は観察値の中央値を順位に置き換え、各処理について(4)式に示す統計量を計算し、その検定統計量が自由度 ϕ の χ^2 分布に従うことを利用して検定を行う。

配 置	ノンパラメトリック法	パラメトリック法
1変数独立2群	Mann-WhitneyのU検定法	t検定法
1変数対応2群	Wilcoxonの符号順位検定法	対応2群t検定法
1変数独立多群	Kruskal-Wallisの検定法	一次元配置分散分析法
1変数対応多群	Friedmanの検定法	二次元配置分散分析法

$$D = \frac{12}{a(a+1)b} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3b(a+1) \quad (4)$$

ここに D : Friedman 検定における検定統計量, a : 行(または列)の数, b : 列(または行)の数, R_i : 処理 i の順位値の合計である。

Friedman 検定によって得られた結果は処理全体の有意差を検定するものである。表-2 の割付表に従った場合、ブロック因子 B1~B4 間あるいは水準 A1~A3 間で有意差が生じているかを示すものであり、どの処理間で生じた有意差であるかを調べる場合は多重比較検定を行う。

(3) 多重比較

これまでに示した分散分析法もしくは Friedman 検定によって仮説 H_0 が棄却され、ブロック間もしくは水準間に有意な差が認められた場合には、どの水準間で生じた有意差であるのか多重比較を行う。多重比較の方法も Tukey, Scheffe, Bonferroni など多くある²⁾が、本研究ではノンパラメトリック検定で、サンプル数に制限のない、Scheffe の方法を用いる。Scheffe の方法による一対比較のための検定統計量 S を(5)式に示す。

$$S_{i,j} = \frac{b^2 \cdot (a-1) \cdot (\bar{R}_i - \bar{R}_j)^2}{2 \cdot V} \quad (5)$$

$$V = \sum_{i=1}^b \sum_{j=1}^a \left(O_{ij} - \frac{a+1}{2} \right)^2 \quad (6)$$

ここに S_{ij} : Scheffe の多重比較における検定統計量, R_i, R_j : 各処理の順位値平均, O_{ij} : データである。

(4) 検定手順

Scheffe の多重比較までの手順を示す。検定の手順はパラメトリック検定とほぼ同様に次の手順で行う

手順1 : 帰無仮説と対立仮説をたてる

手順2 : (4)式に示す検定統計量 D を計算する

手順3 : 統計量 D が自由度 $a-1$ の χ^2 分布に従うことを利用して p 値を計算する。

手順4 : ブロック間における検定統計量 D が棄却域に含まれているかどうかを調べ、含まれていたら仮説を棄て、含まれていない場合は誤差としてプールする

手順5 : 同様に水準間で検定統計量 D が棄却域に含まれているかどうかを調べ、含まれていたら仮説を棄てる。

手順6 : 水準全体の差の検定が有意な場合、Scheffe の方法で多重比較を行い、どの水準間に有意差があるのかを調べる。

手順7 : (5)式に示す検定統計量 S を計算する。

手順8 : 統計量 S が自由度 $a-1$ の χ^2 分布に従うことを利用して p 値を計算する。

3. 実験方法

3.1 実験概要

堆肥の減容化・減量化が堆肥の土壌改良効果に対し与える影響を調べるため、堆肥の乾燥から行った。堆肥は草津造園協同組合製で、街路樹や公園などの剪定された枝や葉をチップ化したものから生成されている。この堆肥を乾燥させ、減量化させると同時に減容化させる。なお、本研究では混同を避けるため、以下乾燥を行わず、出荷時に近い状態の試料を堆肥と表記し、乾燥させ含水比を一度5~7%程度にまで低下させた試料を乾燥堆肥と表記する。

乾燥方法は堆肥をバットに広げ、室内で2日間以上乾燥させる。

このようにして得られた乾燥堆肥と堆肥を1区画6×6cm、深さ5cmのトレイに詰め、カイワレの種子を20個ずつ2区画に播種し、1週間生育させ、茎長を調べた。

また、本研究では土の違いによるカイワレの検出感度を調査するため、比較対照土壌として無機質土の赤玉土に山砂を混入した試料と、高有機質土で造園などに用いられることの多い黒土を試料として用いた。材料の性質を表-4に、実験区画を図-1に示す。種子の個数が少ないと、根が絡まず生育に影響が生じるため、1区画7-6-7個で図のように播種した。

3.2 カイワレの生育環境

カイワレの生育環境については、予備実験によって決定した。生育環境と管理方法を表-5に示す。

実験は日常使用している室内で行い、室温は一般家庭用のエアコンで調整した。光条件についてはカイワレは暗発芽性のため発芽後5cm程度になるまでは光にあてない方が良くとされ、播種後5日目までは覆いをかぶせた。その後は覆いを取り、夜間も蛍光灯を付けたままで2日間生育させた。散水は1日1回、霧吹きを用いて散水した。播種後6日目の状況を写真-1に示す。

3.3 茎長の計測方法

播種後7日目(一週間後)に茎長の計測を行った。トレイは薄いポリエチレン製のため、指で底を持ち上げるようにして軽く押出し、スプーンですくって2mmふるいの上に載せ、裏ごしを行った。次に土をふるい落

表-4 材料の性質

試料	C(%)	N(%)	C/N比
堆肥	22.01	2.06	10.7
乾燥堆肥	23.22	2.11	11.0
黒土	8.65	0.55	15.8
赤玉土	1.88	0.16	12.1

表-5 生育環境

栽培条件	観測値	調整方法
栽培日数	7日	
灌水条件	70~100mg/区画	霧吹き
室温	20±2℃	家庭用エアコン
湿度	55±10%	
照度	700±150lux	蛍光灯

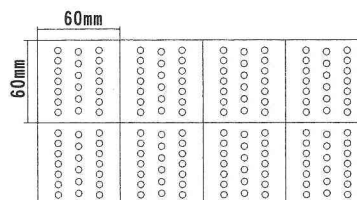


図-1 実験区画

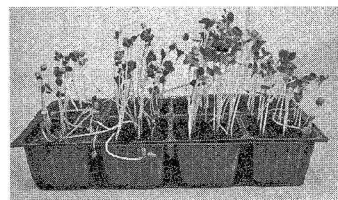


写真-1 播種後6日目の様子

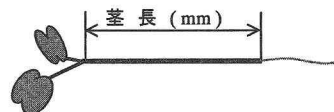


図-2 計測箇所

表-6 実験内容

実験No.	使用した土(因子A)	比較検討事項
実験1	黒土	①正規性の確認 ②乾燥による影響 ③土の種類による茎長の違い ④評価方法の再検討
	堆肥	
	乾燥堆肥	
	赤玉土	
実験2	乾燥堆肥50%	①乾燥後の含水比調整の影響
	乾燥堆肥100%	
	乾燥堆肥150%	
	堆肥	
実験3	バーライト	①堆肥による改良効果 ②山砂による改良効果 ③土の種類による茎長の違い
	堆肥25g	
	堆肥50g	
	堆肥100g	
	堆肥	
	バーライト+山砂	

としたカイワレをボールに入れ根を水洗いし、バット上で水を切り、計測を行った。計測は湿潤重量、乾燥重量(3日間室内で乾燥)、莖長を計測したが、40本程度のカイワレでは軽く、特に乾燥重量に至っては1gにも満たない。そこで本研究では図-2に示すように、莖の先端から、枝分かれしていない部分までを莖長としてmm単位まで測定し、評価の指標とした。

3.4 乱塊法による実験配置

本研究ではブロック因子として播種した日を、因子Aとして土壌の種類を採用した。

日常使用している部屋で実験を行ったため、人の出入りにより気温や照度に影響があり、また、霧吹きで散水するため日による散水量の変動も見込まれる。播種日をブロック因子として取ると、1日目に播種した生育環境と、5日目に播種した生育環境の違いはブロック間の差として現れる。これにより、生じた結果が土壌の違いによるものであるのか、あるいは生育環境に有意な差が認められたのか検定により評価する。表-6に実験配置と検討項目について示す。土の種類(水準)の異なる試料を用いて実験1～実験3までの実験を行った。

実験1は土の種類でどの程度莖長に差が生じるかを調べるための実験である。堆肥、乾燥堆肥、黒土、無機土壌を水準とした。ブロック因子は1日1回の播種で2/17、2/18、2/19、2/20、2/21である。

実験2では事前に行った予備実験と、実験1の結果から乾燥堆肥の場合、初期含水比(播種直後の含水比、以下この意味で初期含水比と表記する)が莖長に影響を与えていると考えられたため、初期含水比を水準にとった。乾燥堆肥の含水比は5～7%程度である。その乾燥堆肥に水を吸わせ、初期含水比を50%近傍、100%近傍、150%近傍にまで調整した。なお、播種終了後は1日1回、ブロック間で差が生じないように1区画につき70～100ml散水した。ブロック因子には播種日を取り、3/5、3/6、3/7、3/8とした。

実験2の結果からカイワレの莖長に対しては土壌水分が支配的であると考えられた。そこで、実験1で行った土の種類の検出が可能であるかについて、堆肥と山砂の土壌改良効果の検証という観点から、補足確認的に実験3を行った。

4. 結果と考察

4.1 実験1

(1) 実験概要

実験1では乾燥にともなう、堆肥の土壌改良効果に対する影響評価を目的としている。また、土の種類の違いをカイワレの莖長で検出可能であるかあわせて調査した。事前に行った予備実験では無機質土、黒土、堆肥の順に莖長が長くなり、その結果はC/N比の水準を反映したものであると考えた。しかし、無機質土壌として選んだ赤玉土の粒径が大きく、保水性や活着率の低下など、土壌物理性にも一因があったものと思われた。そこで、実験1では乾燥による影響だけでなく、土の種類による違いをカイワレの莖長で評価できるか検討を行った。また検定を行う上で正規性の確認は重要となるため、ヒストグラムを作成し検証した。

(2) 正規性の検討

図-3に正規性の確認を行うため、堆肥の40個×5回、計200個の測定結果をヒストグラムで示す。

0～10mmのカテゴリが8回となっているが、これは発芽しなかったものである。堆肥のような高有機質土の場合、発芽阻害があるとされているが、カイ

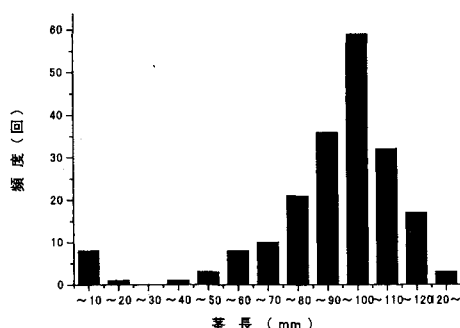


図-3 堆肥の中央値200個のヒストグラム

ワレに関してはほぼ全てのケースで 90%~100% の割合で発芽した。そこで、発芽しなかったものは計算の便宜上 0mm として取扱った。

ヒストグラムの外形は左にスソの長い形となっている。そこで、正規分布に従っているとは見なさず、検定方法はノンパラメトリック検定が適切と考え、Friedman 検定を行った。

(3)Friedman 検定による検定結果

Friedman 検定も他のノンパラメトリック検定と同様、中央値で比較を行う⁴⁾。そこで、発芽しなかったものを 0mm としてそれぞれ 40 個の中央値を計算した。その結果を表-7 に示す。

堆肥の播種日による違いに着目すると、2/18 日に播種した試料と、2/19 日に播種した試料の 40 個の中央値に 16mm の差が生じている。しかし、他の試料では 2/18 日の方が長く、16mm の差が種子の違いや光の違い、室内気温の違いによって生じたものとは考えにくい。このように中央値を比較しただけでは得られた結果が誤差によるものであるのか、環境的要因によって生じたものであるのか判断することができない。

そこで Friedman 検定により、ブロック間の有意差を検定する。まず、表-7 の中央値をブロック因子の順位値に換算する。それぞれの列に着目し順位を付け、同順位が合った場合はその平均順位を取る。その結果を表-8 に示す。得られた順位値から(4)式により統計検定量 D を計算し、検定を行う。

Friedman 検定の解釈であるが、もし同一の母集団から得られた結果だとした場合、すなわち、ブロック間の環境に差がなかった場合、順位値は等しい頻度でその列に現れるものと考えられる⁵⁾。例えば、全ての試料で 2/21 に播種したものが 1 位となった場合、その日の結果には有意な差があったと考え、同一の母集団から得た結果ということにはならない。表中 R は各列毎の和をとったものである。この表を用い $a=5$ (ブロック因子の数)、 $b=4$ (水準の数) として検定統計量 D を算出する。以下 3 章(2)節 d) 項で示した手順で検定を行う。仮説を次のように立てる。

帰無仮説 H_0 : ブロック間に差はない

対立仮説 H_1 : ブロック間に差がある

$a=5$, $b=4$, 表-8 における R^2 を足し合わせ(=739), (4)式に代入すると

$$D = \frac{12}{5 \cdot 6 \cdot 4} \cdot 739 - 3 \cdot 4 \cdot 6 = 1.9$$

得られた検定統計量 D は自由度 4 の χ^2 分布に従うので、有意水準 5% で検定をすると、

$$D = 1.9 \leq \chi^2(4, 0.05) = 9.49$$

このときの p 値 = 0.75 > 0.05

よって有意水準 5% で帰無仮説 H_0 は採択される。

以上の結果より、ブロック間に有意な差があるとは認められず、差は誤差として取り扱う。したがって播種日が異なる 5 回の反復間での生育環境に大きな変化がなかったものと考えられる。

次に、同様の方法を用いて土の種類による差の検定 (因子 A の水準間の検定) を行う。水準間の検定を行うときは表-7 における行に着目し中央値を順位値におきかえる。結果を表-9 に示す。仮説を次のように立てる。

表-7 茎長の中央値

	2/17	2/18	2/19	2/20	2/21
黒土	66.5	78.5	74	74	70
堆肥	85.5	80	95.5	94	94
乾燥堆肥	64	72	61.5	81.5	78
赤玉土	64.5	59.5	57	59.5	55.5

表-8 中央値の順位値(ブロック間)

	2/17	2/18	2/19	2/20	2/21
黒土	5	1	2.5	2.5	4
堆肥	4	5	1	2.5	2.5
乾燥堆肥	4	3	5	1	2
赤玉土	1	2.5	4	2.5	5
R	14	11.5	12.5	8.5	13.5
R^2	196	132.25	156.25	72.25	182.25

表-9 中央値の順位値(水準間)

	2/17	2/18	2/19	2/20	2/21	R	R^2
黒土	2	2	2	3	3	12	144
堆肥	1	1	1	1	1	5	25
乾燥堆肥	3	3	3	2	2	13	169
赤玉土	4	4	4	4	4	20	400

帰無仮説 H_0 : 水準間に差はない

対立仮説 H_1 : 水準間に差はある

$a=4$ (水準の数), $b=5$ (ブロック因子の数), 表-9 における R^2 を足し合わせ(=738), (4)式に代入すると

$$D = \frac{12}{4 \cdot 5 \cdot 5} \cdot 738 - 3 \cdot 5 \cdot 5 = 13.6$$

$$D = 13.6 \geq \chi^2(3, 0.05) = 7.81$$

このときの p 値は 0.0035 となる。この値は有意水準 0.05 を下回り処理間に差はない、とした帰無仮説は棄却される。

ここで水準全体の差が有意であることが示された。次に、どの処理間に有意な差があるかを Scheffe の方法により多重比較する。

(4) Scheffe の方法による多重比較

Scheffe の方法における一対比較を行う。この実験で最も知りたいことは乾燥による堆肥の改良効果であるため、表-9 における 2 行目堆肥 ($i=2$) と 3 行目乾燥堆肥 ($j=3$) に着目する。

帰無仮説 H_0 : 堆肥と乾燥堆肥の処理対に差はない

対立仮説 H_1 : 堆肥と乾燥堆肥の処理対に差はある

検定統計量 S の計算にあたり、各処理の順位値の平均と (6) 式に示す分散を計算すると、

$R_2=1$, $R_3=2.6$, $V=25$ となる。これらの値を (5) 式にすると

$$S_{2,3} = \frac{5^2 \cdot (4-1) \cdot (1-2.6)^2}{2 \cdot 25} = 3.84$$

$$S_{2,3} = 3.84 \leq \chi^2(3, 0.05) = 7.81$$

このときの p 値は 0.16 となり、この値は有意水準 0.05 を上回り、処理対に差はないとした帰無仮説が採択される。

堆肥と乾燥堆肥に有意な差は無かった。次に無機質土である赤玉土 ($j=4$) と堆肥 ($i=2$) に差はあるのか同様に検定を行う。

$R_2=1$, $R_4=4$, $V=25$ を (6) 式に代入すると

$$S_{2,4} = \frac{5^2 \cdot (4-1) \cdot (1-4)^2}{2 \cdot 25} = 13.5$$

$$S_{2,4} = 13.5 \geq \chi^2(3, 0.05) = 7.81$$

このときの p 値は 0.00044 となり、有意水準 0.05 を下回り、処理対に差はないとした帰無仮説が棄却される。

(5) 実験 1 のまとめ

カイワレの茎長は正規分布に従っているとは見えず、ノンパラメトリック検定を行った。

実験 1 では播種日をブロック因子として採用した。その結果、ブロック間に差はないとした帰無仮説が採択され、播種日の異なる 5 回の反復試験の結果が、同一の母集団から得られたものとみなすことができる。したがってカイワレの成長に影響を与えるような環境要因に大きな変化が無かったものと考えられる。2/17 に播種した試料と 2/21 に播種した試料には 4 日間の差がある。その差の中には人の出入りによる影響、蛍光灯の光の当たり具合、霧吹きによる水の量、堆肥の含水比、購入した種子のロットの違いなど様々な項目が含まれるが帰無仮説が採択されたことにより、ブロック間における中央値の差は誤差としてプールできる。また、帰無仮説は採択されたが、その際の検定統計量は χ^2 乗分布の 0.75 の位置に落ち、妥当な採択と言える。

土の種類による水準間で比較した場合、帰無仮説は棄却され有意な差があることが認められた。カイワレは大根になる前の双葉の状態、その茎の長さが土の栄養状態や物理性の違いを表わしているのか確かめる必要があった。換言すると茎の長さの支配的要因が種子であり、土の違いを検知できない可能性もあった。この結果により土の種類によってカイワレの茎長が異なることが確認され、カイワレによる土の評価が可能であることが確認された。次

にどの処理間で有意な差があるかを Scheffe の一対検定で調べたが、堆肥と乾燥堆肥には有意差が認められなかった。表-7、表-9 に示すように全 5 回の反復全てにおいて堆肥の方が乾燥堆肥の中央値よりも高いにもかかわらず帰無仮説が採択されている。一般に、Scheffe の多重比較は適用範囲が広い反面、検出力が低いことが指摘されている。堆肥と乾燥堆肥に有意な差はないと考えるよりも、Scheffe の一対比較の検出力に問題があったと考えられ、多重比較の検定方法には、より検出力の高い方法の検討が必要である。

4.2 実験 2

(1) 実験概要

実験 1 で、土の種類によってカイワレの成長に差が生じていることが確認できた。この差はカイワレの成長の差は植物の主要な栄養素である窒素含有率に依存するものと思われた。実験 1 における茎長と、窒素含有率(図-4)および初期含水比(図-5)の関係を示す。これらの結果から、カイワレの茎長は初期含水比に強く依存するものと考えられる。

そこで乾燥堆肥の初期含水比を 50%, 100%, 150% の 3 水準でとり、4 反復で実験を行った。また、実験 2 では Scheffe の一対検定は行わず、Friedman 検定までとした。

(2) Friedman 検定

まずはじめに 4 反復が同じ場で行われていたか、ブロック間に有意な差が認められるか、Friedman 検定によって調べる。

表-10 に中央値を、表-11 にブロック間の順位値を示す。以下実験 1 と同様に行い仮説を次のようにたてた。

帰無仮説 H_0 : ブロック間に差はない

対立仮説 H_1 : ブロック間に差がある

$a=4$, $b=4$, $\sum R_i^2=438$ を(4)式に代入し

$$D = \frac{12}{4 \cdot 5 \cdot 4} \cdot 438 - 3 \cdot 4 \cdot 5 = 5.7$$

検定統計量 D は自由度 3 の χ^2 分布に従うので、有意水準 5% で検定をすると

$$D = 5.7 \leq \chi^2(3, 0.05) = 7.81$$

このときの p 値は 0.13 となり、帰無仮説は採択される。その結果、実験の場に有意な差はなかったものと判定される。

しかしながら、 p 値は棄却域に近く精度が良いとは言えない。3/7 に播種した試料で 1 位が多くなっているが、記録に残っている室温、湿度などに大きな差はなく、原因の特定はできなかった。反復数を減らしたことに原因があると思われる。

次に、初期含水比の水準間で検定を行うと、

帰無仮説 H_0 : 水準間に差はない

対立仮説 H_1 : 水準間に差はある

$a=4$, $b=4$, $\sum R_i^2=564.5$ を(4)式に代入し

$$D = \frac{12}{4 \cdot 5 \cdot 4} \cdot 564.5 - 3 \cdot 4 \cdot 5 = 24.67$$

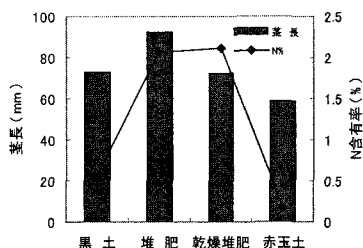


図-4 土の窒素含有率と茎長

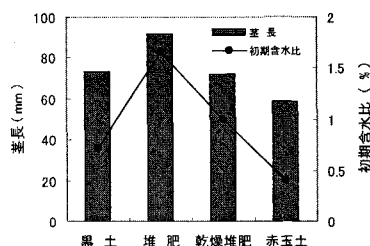


図-5 土の初期含水比と茎長

表-10 茎長の中央値

	3/5	3/6	3/7	3/8
堆肥	62	70	74.5	70
150%	79.5	87.5	81.5	81.5
100%	71	73	73	70
50%	20.5	20	25	14

表-11 中央値の順位値(ブロック間)

	3/5	3/6	3/7	3/8
堆肥	4	2.5	1	2.5
150%	4	1	2.5	2.5
100%	3	1.5	1.5	4
50%	2	3	1	4
R	13	8	6	13
R^2	169	64	36	169

表-12 中央値の順位値(水準間)

	3/5	3/6	3/7	3/8	R	R^2
堆肥	3	3	2	2.5	10.5	110.3
150%	1	1	1	1	4	16
100%	2	2	3	2.5	13.5	182.3
50%	4	4	4	4	16	256

$$D=24.67 \geq \chi^2(3,0.05)=7.81$$

水準間の比較ではp値は0に近く、帰無仮説は棄却された。

(3) 実験2のまとめ

実験2で得られた結果におけるそれぞれ160個の中央値をグラフに表わすと、含水比に依存して大きくなっている。また、堆肥の方が乾燥堆肥の100%、150%よりも低くなっているが、実験の時の含水比が120%程度にまで低下していたことが原因として考えられる。

以上の結果より、カイワレの茎長は初期含水比に強く依存するものと考えられる。また、実験誤差が大きくなったが、反復回数を減らしたことも原因として考えられる。

4.3 実験3

実験1で土の種類の違が茎長に有意な差を与えることが確認された。実験2では初期含水比が茎長に有意な差を与えることが確認された。

しかしながら研究趣旨に照らした場合、土壌中の養分の違いを検出できた方が緑化基盤材の適否を知る上で有利となる。

前述のように、実験1の結果だけでは窒素含有率のように土の養分によって茎長が長くなったのか、あるいは初期含水比のように土壌水分の違いによって長くなったのか判定できない。そこで、実験3は無機質なパーライトを基盤材として堆肥および山砂を混入し、地盤改良効果が茎長として検出できるか実験を行った。その際、極力土壌水分がカイワレの成長に対する制限因子とならないように、初期含水比を100%以上で飽和に近い状態にまで調整し、トレーに詰めた。堆肥は窒素他栄養素の供給を、山砂は土壌硬度と保水性の改善を土壌改良の主な目的としている。なお、山砂は容積比で25%の割合で混入した。試料はパーライト+堆肥25g、パーライト+堆肥50g、パーライト+堆肥100g、堆肥200g(堆肥のみ)、パーライト+山砂の6個とした。実験3については実験1および実験2の予備実験的な意味合いが強いことから反復は行わず、結果は40個の中央値を示している。

パーライトをプレーンとすると、含水比の高低に関わらず他の全試料で茎長が長くなっている。土壌改良の効果を茎長で評価することが可能であることが確認された。また、茎長の支配要因は含水比だけきまるものではなく、土の栄養状態や、土壌硬度なども反映されることが確認された。

5. 結論

本研究ではカイワレを用いたが、本研究での結論がカイワレ特有の要因による影響を強く受け、一般的な結論とするには問題のある可能性も否定できない。発芽率を例にとると、カイワレは発芽力が強く、堆肥や黒土のような高有機質土でも90%を越える結果が得られた。しかし、他の植物を播種した場合では黒土や堆肥などで発芽率90%を越すことは考えにくい。そのため対象とする現場が決まり、播種する植生を検討する段階では従来のような施工現場付近での植生実験が必要となる。しかしながら本研究の趣旨は室内における緑化基盤材の植生実験による評価方法を手順化し、検証することにある。そのような観点から得られた知見を、植生実験全般について、統計的手法によって得られた知見と課題、堆肥の乾燥による減量化への影響、の観点からまとめた。

①比較的環境を整えやすい室内で実験を行っても、実験の場をそろえることが難しく誤差がさけられない。そのた

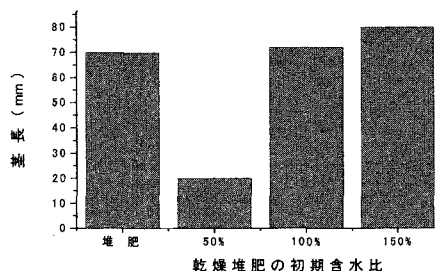


図-6 初期含水比の茎長への影響

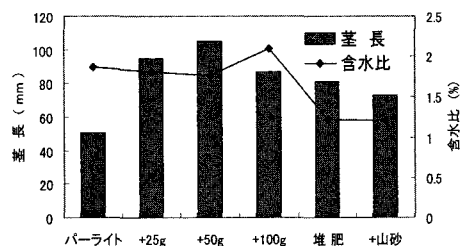


図-7 土壌改良効果および初期含水比と茎長の関係

め誤差によって生じているのか、材料の違いによって生じた差であるのか検討が必要である。

- ②成長に影響を与える要因が多く、差が生じた主要な要因を検証する必要がある。窒素の供給を主な目的として堆肥を用いた場合でも、保水性の改善や土壌硬度の改善による効果が支配的なことも考えられる。支配的要因の特定には因子を増やした実験配置による、統計的処理が有効と思われる。
- ③実験計画法における乱塊法を適用することにより、実験の場について検討することが可能となった。反復によって得られた結果が同一の母集団から得られた結果であるか検定することにより、実験条件の同等性が検証できる。
- ④植生実験の結果を統計的に扱う場合、正規性に注意する必要がある。正規分布に従わない場合は実験配置や、検出力に注意して検定方法を選定する必要がある。
- ⑤堆肥の発芽に対する影響は初期含水比に依存する傾向がある。そのため一度乾燥させた堆肥をマルチング材以外の用途で使用する場合、初期含水比については検討が必要である。また、本文中には触れられていないが、一度乾燥させた堆肥は十分水を含ませてもバサつきが見られ、堆肥の膨軟性が低下している可能性がある。

おわりに

今回行った一連の実験プロセスは土木系の植物実験の研究では事例が少なく、検定方法および植生の選定など検討課題も多い。そのため、本論文では実験方法および統計処理の手順の紹介が中心となった。今後は土壌の C/N 比など栄養状態の変化に敏感な植物を選定し、検討を行う予定である。

なお、植物実験を行うにあたり統計処理ばかりに重点をおき実験計画をたてると、いたずらに播種する個数や反復回数を増やしがちになる。その結果植物を生物として見ることを忘れ、実験器具と同様に扱うことのないよう自戒の念をこめ、ここに記す。

参考文献

- 1) 鷲尾泰俊：実験の計画と解析, 岩波書店, p. 78, 1992.
- 2) 山口裕文, 堀内昭作, 森源治郎：応用植物科学実験, 養賢堂, p. 173, 2000.
- 3) 石村貞夫：すぐわかる統計処理, 東京図書, pp. 49-55, 2000.
- 4) R. C キャンベル：生物系のための統計学入門, 石居進訳, 培風館, p. 66, 1992.
- 5) S. ゲージル：ノンパラメトリック統計学, 藤本熙監訳, マグロウヒルブック, p. 173, 1983.