論　文

福岡県のタケノコ生産における豊凶差の拡大要因[*1]

谷崎ゆふ[*2,3]・黒柳直彦[*2]・井手　治[*2,4]・友清昇太[*2]・森　康浩[*2]

谷崎ゆふ・黒柳直彦・井手　治・友清昇太・森　康浩：**福岡県のタケノコ生産における豊凶差の拡大要因　九州森林研究　77：135－140**，2024
福岡県におけるタケノコの豊凶差が拡大している要因を調べるため，北九州市合馬と八女の両地域にて，2015～2018年を対象とした生産者へのアンケート調査，ならびに竹林の現況調査と土壌分析を実施した。その結果，豊作年の2016年と2018年の年生産量は大きく変わらなかったのに対し，凶作年の2017年は2015年より49～85％低下し，特に凶作年の低下が豊凶差を拡大させていた。豊凶差の指標である4年間の年生産量の変動係数は，稈に竹齢を記入している竹林の方が無記入の竹林に比べ有意に小さかった。さらに，稈の胸高直径が小さいほど，窒素施肥量が多いほど，土壌におけるpHが低いほど，電気伝導度，窒素および交換性MgO濃度，陽イオン交換容量が高いほど変動係数が小さくなる有意な相関が得られた。以上から，胸高直径が大きすぎない親竹を仕立てて竹齢を記入するとともに，窒素を中心とした肥料と保肥力を高める堆肥などの施用が豊凶差抑制に重要と考えられた。
キーワード：竹林，豊凶，モウソウチク，生産量，タケノコ

Ⅰ．はじめに

九州はタケノコの生産が盛んで，福岡県（生産量第1位），鹿児島県（同第2位），熊本県（同第4位）（林野庁，2022）の3県で全国生産量の54％を占める。タケノコの生産量は，西暦の偶数年に多く，奇数年は少ないジグザグ型の軌跡をたどり，特に生産トップ2県でその傾向が強い。このようなタケノコ生産量の多い年・少ない年は，それぞれ豊作年・凶作年（森田・浜田，1983），表年・裏年（松本ほか，2019），出番年・非番年（野中・佐々木，1992），海外ではgood year・poor year（Li *et al*.，1998 a），on-year・off-year（Xu *et al*.，2018）などと呼ばれ（本研究では，「豊作年・凶作年」とする），豊凶を1年ごとに交互に繰り返すことが古くから知られている（Ueda，1960；Li *et al*.，1998 a；浦ほか，2011）。

タケノコの豊凶は，竹の葉の寿命が2年であることに起因すると考えられる。つまり，親竹が葉替わりした翌年は1年生の新葉から地下茎に養分が十分に供給されるため発筍量が多く，翌年は2年生の古葉からの養分供給のため発筍量が少なくなる（野中・佐々木，1992；Li *et al*.，1998 a；Xu *et al*.，2018）。中国の重慶市の竹林においても，発筍数は1年生の葉をもつ親竹の割合と正の相関が認められている（Li *et al*.，1998 a）。したがって，竹林内で偶数齢と奇数齢の親竹の割合が同じなら，竹林全体としては豊凶差を生じにくくなるが（Li *et al*. 1998 b；Kleinhenz and Midmore，2001），現実には割合に偏りがあるため，豊凶差が生まれることになる。

近年，福岡県のタケノコ生産量は，2001～2010年は前年比72～164％で推移していたが，2011～2020年は42～250％と（林野庁，2022），豊作年と凶作年の格差（以下，豊凶差）が大きくなっている。生産量の不安定化は，農家所得の不安定化に直結するため，生産現場では大きな問題となっている。豊凶差の要因は前述のように説明できるが，豊凶差が拡大した要因は不明である。

そこで本研究では，福岡県内のタケノコ主産地である北九州市合馬地域（以下，北九州地域）と八女地域の生産者に2015～2018年の4年間の生産量を聞き取りし，作業履歴，竹林の現況調査結果，土壌分析結果と照合することで豊凶差拡大の要因を検討した。なお，本研究では，特に断りがない限り，「竹」や「タケノコ」の種名は，モウソウチク（*Phyllostachys heterocycla* f. *pubescens*）を表す。

Ⅱ．材料と方法

1．アンケート調査

1）対象期間

2015～2018年の4発筍期を対象とした。

2）対象竹林

上記1）の収量（出荷量）データがすべて得られたJA北九管内11ヶ所およびJAふくおか八女管内76ヶ所計87ヶ所の管理竹林を対象とした。

3）調査方法

上記2）の管理者に下記4）の調査項目をアンケート形式で回答させ，回収後に集計した。

4）質問項目

・年生産量（年出荷量）

・竹林管理状況（管理面積，竹齢を稈に記入しているか否か，ウラ止め（親竹のシュート先端部を切断する施業（野中，2001））を実施しているか否か，間伐を実施しているか否か，獣害対策

[*1] Tanizaki，Y.，Kuroyanagi, N., Ide, O., Tomokiyo，S.，and Mori，Y. : Factors affecting the widened biennial variation of bamboo shoot production in Fukuoka Prefecture.

[*2] 福岡県農林業総合試験場 資源活用研究センター Fukuoka Agr. & For. Res. Ctr. Ins. of Agr. & For. Res., Kurume Fukuoka 839 - 0827 , Japan
[*3] 福岡県筑後農林事務所 Chikugo Office of Agr. & For.，Chikugo，Fukuoka 833 - 0041，Japan
[*4] 福岡県農林業総合試験場 Fukuoka Agr. & For. Res. Ctr., Chikushino, Fukuoka 839 - 0827 , Japan

（電気柵やワイヤーメッシュ柵の設置など）を実施しているか否か）・肥培管理状況（施肥量，分肥回数，施肥時期，肥料の種類）なお，窒素施肥量，リン酸施肥量，カリ施肥量は，各種肥料袋記載の成分量から算出した。

2．竹林現況調査

上記1．2）の竹林のうちJA北九管内8ヶ所およびJAふくおか八女管内10ヶ所計18ヶ所において，10 × 10 mの標準地プロットを設け，内部の立竹の成立本数と竹齢を確認し，胸高直径，稈高，枝下高を測定した。これらから，立竹密度（10 aあたりの立竹本数）と竹齢均等率（偶数齢と奇数齢の立竹本数差 / 総立竹本数× 100）を算出した。

3．土壌分析

上記2の竹林のうちJA北九管内8ヶ所およびJAふくおか八女管内8ヶ所計16ヶ所において，2018年2月～2019年4月に各所任意の5地点から落葉を除去して穴を掘り，深さ20～30 cmの土壌約200 g/ 穴を採取した。5地点分を混和し，乳鉢ですり潰した風乾土壌を対象に，土壌標準分析・測定法委員会編（1986）にしたがって下記の理化学分析を行った。

1）pHおよび電気伝導度（EC）

風乾土壌20 gに蒸留水100 mLを加え30分間振とうした。上清のpHはpHメータHM-25R（東亜ディーケーケー株式会社），電気伝導度（EC）はECメータMC 226（メトラー・トレド株式会社）にて1サンプルにつき3回測定し，平均値を求めた。

2）可給態窒素量

以下のとおり保温静置法にて求めた。すなわち，風乾土壌20 gに所定量の蒸留水を加えて保温静置（30℃，4週間）したものを10％塩化カリウムで抽出した。濾液をセミミクロ蒸留装置で蒸留し，所定量の酸化マグネシウムおよびデバルダ合金を加え，N/ 50硫酸液で滴定した。保温静置前の試料の滴定値をブランクとして差し引き，可給態（アンモニア態＋硝酸態＋亜硝酸態）窒素量とした。

3）可給態リン酸量

以下のとおりトルオーグ法にて求めた。すなわち，風乾土壌0.5 gにN/ 500硫酸液100 mLを加えて30分振とう後，濾液10 mLに混合発色試薬8 mLを加え蒸留水で50 mLに定容した。710 nmの吸光度を分光光度計UV-1240（株式会社 島津製作所）にて測定し，予め作成した検量線から求めたリン濃度をリン酸（P_2O_5）濃度に換算し，可給態リン酸量とした。

4）交換性陽イオン量（CaO，MgO，K_2O）

以下のとおり原子吸光法にて求めた。すなわち，風乾土壌6 gを酢酸アンモニウム水溶液（pH 7，1 N）で浸出させ，100 mLに定容した。浸出液5 mLに塩化ストロンチウム溶液0．5 mLを加え蒸留水で50 mLに定容したものを原子吸光分光光度計AA 6200（株式会社 島津製作所）に供した。カルシウムは422．7 nm，マグネシウムは283．2 nm，カリウムは766．5 nmの吸光度について，各原子専用ランプを用いて測定した。予め作成した検量線から求めたカルシウム，マグネシウム，カリウム濃度をそれぞれ酸化カルシウム（CaO），酸化マグネシウム（MgO），酸化カリウム（K_2O）濃度に換算し，交換性陽イオン量とした。

5）陽イオン交換容量（CEC）

以下のとおり，セミミクロショーレンベルガー法にて求めた。すなわち，風乾土壌6 gを酢酸アンモニウム水溶液（pH 7，1 N）で浸出させ，過剰のアンモニウムイオンを80％メタノールで洗浄した。さらに，これを10％塩化カリウム水溶液で浸出したものをセミミクロ蒸留装置で蒸留し，N/ 50硫酸液で滴定した。10％塩化カリウム水溶液の滴定値をブランクとして差し引き，陽イオン交換容量（CEC）とした。

6）陽イオン飽和度

3．4）の各交換性陽イオン量（mg/ 100 g）をそれぞれミリグラム当量（me/ 100 g）に換算し，3．5）の陽イオン交換容量（CEC）に占める割合を算出し，陽イオン飽和度（石灰飽和度・苦土飽和度・カリ飽和度）とした。

4．解析

1．4）の年生産量（年出荷量）の変動係数（値が大きいほど豊凶差が大きい）を求めた。1．4）の竹林管理作業については，実施グループと非実施グループの2つに分けて，変動係数の平均値の差を検定（t 検定）した。また，変動係数と上記調査項目との相関を調べた。

Ⅲ．結果

1．タケノコ年生産量の推移

2015～2018年までのタケノコ年生産量の推移と変動係数について，表-1に示す。北九州地域の10 aあたりの年生産量は2015年が286．6 kg，2016年が467．1 kg，2017年が141．5 kg，2018年が460．9 kgと西暦偶数年が豊作，奇数年が凶作となる豊凶パターンだった。豊作年の2016年と2018年の年生産量はほとんど変わらなかったのに対し，凶作年どうしを比較すると2017年は2015年の半量以下に落ち込んだ。八女地域においても，2015年が708．5 kg，2016年が1096．8 kg，2017年が599．8 kg，2018年が1028．5 kgと1年ごとに豊凶を繰り返した。豊作年どうしの比較では2018年は2016年の94％に，凶作年どうしの比較では2017年は2015年の85％に落ち込み，北九州地域と同様に低

表-1．福岡県のタケノコ主産地における2015～2018年の生産量および4年間の変動係数

地域	2015年生産量（kg/ 10 a）			2016年生産量（kg/ 10 a）			2017年生産量（kg/ 10 a）			2018年生産量（kg/ 10 a）			年生産量の変動係数			
	平均値 ± 標準誤差		n	平均値 ± 標準誤差		n	平均値 ± 標準誤差		n	平均値 ± 標準誤差		n	最小値	平均値	中央値	最大値
北九州	286.6	± 50.7	11	467.1	± 73.2	11	141.5	± 27.6	11	460.9	± 73.7	11	0.26	0.50	0.49	0.80
八女	708.5	± 48.2	76	1096.8	± 90.2	76	599.8	± 44.1	76	1028.5	± 77.8	76	0.00	0.36	0.33	1.02
両地域	655.2	± 47.6	87	1017.2	± 87.1	87	541.9	± 44.3	87	956.8	± 75.5	87	0.00	0.38	0.35	1.02

nはサンプル数を示す。

下の割合は凶作年の方が大きかった。このように，両地域とも特に凶作年の低下が豊凶差を拡大させていた。豊凶差の指標である4年間の年生産量の変動係数は，平均値を比較すると北九州地域が0.50と八女地域の0.36に比べて大きかったが，八女地域は最小0.00から最大1.02まで竹林ごとに大きくばらついた。

2. 竹林管理とタケノコ年生産量の変動係数との関係

アンケートに記載されていた竹齢の記入の有無別にみたタケノコ年生産量の変動係数について，図-1に示す。八女地域で「記入あり」が0.29，「記入なし」が0.39，北九州地域と八女地域を合わせた両地域で「記入あり」が0.31，「記入なし」が0.41といずれも竹齢を稈に記入していた竹林で有意に低かった。竹齢記入のほか，ウラ止め，間伐，獣害対策の作業すべてにおいて，非実施グループよりも実施グループの方が変動係数は小さかったが（データ略），「竹齢の記入」以外は有意差は認められなかった。

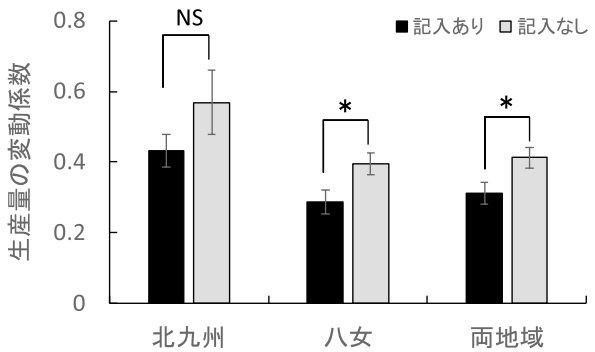

図-1．竹齢記入の有無別にみたタケノコ年生産量の変動係数
平均値±標準誤差。北九州（記入あり n= 6，記入なし n= 5），八女（記入あり n= 29，記入なし n= 45），両地域（記入あり n= 35，記入なし n= 50）。NS：有意差なし，＊：5％水準で有意差あり。

3. 竹林現況とタケノコ年生産量の変動係数との関係

竹林現況について，各調査項目の平均値を表-2に示す。特に，管理面積は北九州地域で128.2 a，八女地域で71.1 aと地域間で有意に異なったが（$p < 0.01$），それ以外の項目は地域間で有意差は認められなかった。さらに，各調査項目とタケノコ年生産量の変動係数との相関係数について表-3に示す。胸高直径では，八女地域で0.77，両地域で0.71と両地域区分で有意な正の相関が認められた（$p < 0.01$）。一方，それ以外の項目については，有意な相関は認められなかった。

4. 施肥量とタケノコ年生産量の変動係数との関係

アンケートに記載されていた肥料の施用量から算出した窒素・リン酸・カリ施肥量の平均値について，表-4に示す。いずれの成分も八女地域に比べて北九州地域で有意に高かった（$p < 0.05$）。各施肥成分量とタケノコ年生産量の変動係数との相関係数について，表-5に示す。窒素施肥量については，どの地域区分でも有意な負の相関が認められ，北九州地域の相関係数は−0.69（$p < 0.05$），八女地域で−0.36（$p < 0.01$），両地域で−0.30（$p < 0.01$）であった。また，カリ施肥量についても，八女地域で相関係数−0.23と有意な負の相関が認められた（$p < 0.05$）。一方，これら以外の負の相関は有意ではなかった。

5. 土壌分析項目とタケノコ年生産量の変動係数との関係

各土壌分析項目の平均値について，表-6に示す。可給態リン酸については，北九州地域で20.6 mg/100 g，八女地域で47.6 mg/100 g，苦土飽和度については，北九州地域で2.1％，八女地域で1.3％と地域間で有意に異なった（$p < 0.05$）。各土壌分析値とタケノコ年生産量の変動係数との相関について，表-7に示す。土壌pHについては，八女地域および両地域の相関係数はそれぞれ0.86，0.67と有意な正の相関が認められた（$p < 0.01$）。電気伝導度（EC）は，北九州地域および両地域においてそれぞれ−0.79，−0.56と有意な負の相関が認められた（$p < 0.05$）。土壌養分について，可給態窒素は，北九州地域および両地域においてそれぞれ−0.72，−0.42と有意な負の相関が，交換性MgOは，北九州地域において−0.76と有意な負の相関が認められた（$p < 0.05$）。一方，可給態リン酸，交換性CaO，交換

表-3．竹林現況に関する調査項目とタケノコ年生産量の変動係数との相関係数

地域	管理面積	立竹密度	胸高直径	稈高	枝下高	平均竹齢	竹齢均等率
北九州	−0.31^{NS}	0.69^{NS}	0.48^{NS}	0.41^{NS}	0.64^{NS}	0.06^{NS}	−0.97^{NS}
八　女	0.05^{NS}	−0.20^{NS}	0.77**	0.21^{NS}	0.51^{NS}	0.36^{NS}	−0.39^{NS}
両地域	0.07^{NS}	0.31^{NS}	0.71**	0.16^{NS}	0.41^{NS}	0.30^{NS}	−0.48^{NS}

相関係数の有意性　NS：なし，**：1％水準で有意。

表-4．福岡県のタケノコ主産地における施肥成分量

地域	窒素施肥量（kg/10a）			リン酸施肥量（kg/10a）			カリ施肥量（kg/10a）		
	平均値	± 標準誤差	n	平均値	± 標準誤差	n	平均値	± 標準誤差	n
北九州	12.8	± 1.9	11	9.5	± 2.0	10	9.0	± 2.1	10
八女	7.1	± 0.9	74	4.4	± 0.7	74	4.3	± 0.6	74
両地域	7.8	± 0.8	85	5.0	± 0.7	84	4.9	± 0.6	84

nはサンプル数を示す。北九州11，八女76，両地域87のうち，平均値＋標準偏差×2を超えたものは外れ値として除外した。

表-5．施肥成分量とタケノコ年生産量の変動係数との相関係数

地域	窒素施肥量	リン酸施肥量	カリ施肥量
北九州	−0.69*	−0.30^{NS}	−0.26^{NS}
八女	−0.36**	−0.21^{NS}	−0.23*
両地域	−0.30**	−0.14^{NS}	−0.15^{NS}

相関係数の有意性　NS：なし，*：5％水準で有意，**：1％水準で有意。

表-2．福岡県のタケノコ主産地における竹林の現況

地域	管理面積（a）			立竹密度（本/10a）			胸高直径（cm）			稈高（m）			枝下高（m）			平均竹齢（年）			竹齢均等率（%）		
	平均値	± 標準誤差	n	平均値	± 標準誤差	n	平均値	± 標準誤差	n	平均値	± 標準誤差	n	平均値	± 標準誤差	n	平均値	± 標準誤差	n	平均値	± 標準誤差	n
北九州	128.2	± 17.8	11	348.8	± 43.0	8	10.9	± 0.3	8	12.2	± 1.4	3	5.5	± 0.4	3	3.2	± 0.2	8	7.8	± 2.7	3
八女	71.1	± 7.3	76	255.0	± 29.6	10	10.4	± 0.4	10	13.8	± 1.4	10	6.2	± 0.6	10	3.1	± 0.2	10	31.3	± 8.4	10
両地域	77.7	± 7.0	87	296.7	± 26.9	18	10.6	± 0.3	18	13.4	± 1.1	13	6.0	± 0.5	13	3.1	± 0.1	18	25.9	± 7.0	13

nはサンプル数を示す。

表-6．福岡県のタケノコ主産地における土壌分析結果

地域	pH	電気伝導度（μ S/cm）	可給態窒素（mg/ 100 g）	可給態リン酸（mg/ 100 g）	交換性 CaO（mg/ 100 g）	交換性 MgO（mg/ 100 g）	交換性 K_2O（mg/ 100 g）	陽イオン交換容量（me/ 100 g）	石灰飽和度（%）	苦土飽和度（%）	カリ飽和度（%）
	平均値±標準誤差	平均値±標準誤差	平均値±標準誤差	平均値±標準誤差	平均値±標準誤差	平均値±標準誤差	平均値±標準誤差	平均値±標準誤差	平均値±標準誤差	平均値±標準誤差	平均値±標準誤差
北九州	4.4 ± 0.1	55.9 ± 8.2	5.8 ± 2.1	20.6 ± 6.7	7.6 ± 2.0	6.5 ± 1.4	20.6 ± 7.5	6.7 ± 1.0	1.7 ± 0.3	2.1 ± 0.3	2.8 ± 1.0
八女	4.4 ± 0.1	53.4 ± 5.8	5.0 ± 1.1	47.6 ± 8.3	14.0 ± 3.9	5.3 ± 0.6	22.6 ± 6.5	6.3 ± 1.2	2.6 ± 0.7	1.3 ± 0.1	2.5 ± 0.8
両地域	4.4 ± 0.1	54.6 ± 4.8	5.3 ± 1.0	34.1 ± 6.2	10.8 ± 2.3	5.9 ± 0.7	21.6 ± 4.8	6.5 ± 0.7	2.2 ± 0.4	1.7 ± 0.2	2.7 ± 0.6

サンプル数：北九州地域 8，八女地域 8，両地域 16

表-7．土壌分析項目とタケノコ年生産量の変動係数との相関係数

地域	pH	電気伝導度	可給態窒素	可給態リン酸	交換性 CaO	交換性 MgO	交換性 K_2O	陽イオン交換容量	石灰飽和度	苦土飽和度	カリ飽和度
北九州	0.43^{NS}	−0.79*	−0.72*	−0.53^{NS}	−0.69^{NS}	−0.76*	−0.51^{NS}	−0.84**	−0.44^{NS}	−0.39^{NS}	−0.38^{NS}
八女	0.86**	−0.59^{NS}	−0.40^{NS}	−0.16^{NS}	0.47^{NS}	−0.18^{NS}	−0.28^{NS}	−0.47^{NS}	0.61^{NS}	0.12^{NS}	−0.18^{NS}
両地域	0.67**	−0.56*	−0.42*	−0.32^{NS}	0.14^{NS}	−0.31^{NS}	−0.34^{NS}	−0.57*	0.35^{NS}	0.01^{NS}	−0.21^{NS}

相関係数の有意性　NS：なし，*：5％水準で有意，**：1％水準で有意。

性 K_2O については，有意な相関は認められなかった。陽イオン交換容量（CEC）は，北九州地域および両地域においてそれぞれ−0.84，−0.57 と有意な負の相関が認められた（$p < 0.05$）。陽イオン飽和度に関しては，石灰・苦土・カリとも有意な相関は認められなかった。

Ⅳ．考察

1．竹齢管理

タケノコは，1 年毎に豊凶を繰り返すことが古くから知られている（Ueda，1960；Li *et al*.，1998 a；浦ほか，2011）。これは偶数齢の親竹は 4〜5 月の落葉後に新葉を展葉させるため翌春の発筍力が高く，奇数齢の親竹は落葉せず古葉が残るため翌春の発筍力が低いこと（野中・佐々木，1992；Li *et al*.，1998 a; Xu *et al*.，2018）に起因すると考えられる。たとえば，1 年生の竹以外をすべて伐竹した試験では，竹齢構成が単一のためすべての竹が毎年一斉に葉替わりするが，葉替わりした翌年の発筍は，葉替わりしなかった翌年の発筍よりも本数・重量とも著しく多く，発筍量は 1 年毎に大きく変動した（野中・佐々木，1992）。竹齢構成が単一ではない一般の竹林においても，森田・浜田（1983）は毎年均等に親竹を仕立てている竹林では豊凶差があまり見られないのに対し，隔年毎に親竹を仕立てている竹林では凶作年の発筍量は豊作年の 1 / 7 と変動が大きかったとしている。このように，親竹を毎年仕立てて偶数齢と奇数齢を均等にするか，隔年毎に仕立てるかで，竹林全体での葉の生産力が異なり，このことが発筍量に影響を及ぼしているとみられる（野中・佐々木，1992）。本研究においても，竹齢構成の偏りが豊凶差の拡大に影響していると予想した。そこで，調査プロット内の総立竹本数に対する偶数齢と奇数齢の立竹本数差（竹齢均等率）とタケノコ生産量の変動係数との相関を調べたが，予想に反し，竹齢均等率と変動係数との相関は有意ではなく，むしろ負の相関を示した（表-2）。しかしながら，外観での判別が難しい竹齢を正しく把握するため，仕立てた親竹に発生年を記入している竹林は，そうではない竹林に比べて変動係数は有意に小さかった（図-1）。以上のことから，均等な竹齢構成のみがタケノコ豊凶差の大小を左右するわけではないものの，豊凶差を抑制するのに竹齢を把握すること自体は重要と考えられた。

2．径級管理

親竹の胸高直径はタケノコの大きさ（濱地ほか，2010）だけでなく，収量にも影響する。野中（1984）は，親竹の平均目通直径が 9.6 cm の小径竹区と 12.5 cm の大径竹区とで発筍したタケノコの本数と重量を 5 年間比較した結果，いずれも常に小径竹区が大径竹区を上回ったとしている。本研究では，親竹の平均胸高直径とタケノコ年生産量の変動係数との間に有意な正の相関が認められた（表-3）。すなわち，今回調べた平均胸高直径が 8.1〜12.0 cm の竹林においては，親竹の直径が小さいほど豊凶差が小さかった。竹の胸高直径は，斜面下部ほど大きくなる（下野ほか，2021）など地理的要因の影響も受けるが，加齢とともに大きくなるわけではない（孫ほか，2021）。さらに，間伐実施の有無で変動係数に有意差がなかったこと（データ略）を考えれば，間伐で胸高直径が大きい親竹を伐竹するよりむしろ，親竹を仕立てる際にタケノコが極端に減収する胸高直径 12 cm 以上（野中，2003）となるような新竹を選ばないことで豊凶差拡大を抑制できる可能性が示唆された。

3．肥培管理

土壌はタケノコの成長に必要な栄養素を供給するうえで重要な要素である。タケノコの生育には酸性土壌が適するとされ（上田，1966；小川，2017），モウソウタケノコ専用竹林の pH は 4.5 前後が多く（青木，1987），たとえば香川県のタケノコ生産竹林の土壌の基準値も pH 4.0〜5.0 である（香川県，2008）。われわれの調査でも北九州地域，八女地域とも平均 pH 4.4 の酸性土壌であった（表-6）。本研究では，八女地域および両地域において土壌 pH とタケノコ年生産量の変動係数との間には有意な正の相関が認められた（表-7）。ただし，本研究における調査土壌の pH の範囲は狭く，pH が低いほど豊凶差が小さいと言えるのは pH 4〜5 の範囲に限定される。

土壌の電気伝導度（EC）について，北九州地域および両地域においてタケノコ年生産量の変動係数との間に有意な負の相関が認められた（表-7）。電気伝導度は土壌中の水溶性塩類の総量を表し，硝酸態窒素濃度と高い正の相関を示す（藤原ほか，1998）。本研究でも硝酸態窒素を含む可給態窒素濃度と電気伝導度との相関係数は 0.71 と 1％水準で有意な正の相関が認められた（データ略）。さらに，韓国南部の晋州市のモウソウチク林において，

タケノコ生産のため約 30 年間施肥を継続した土壌表面の電気伝導度は 290 μS/cm と無施肥区の 138 μS/cm よりも有意に高いこと（Kim *et al.* 2018）などを考えると，硝酸態窒素など土壌養分が多いほど電気伝導度は高まり豊凶差は縮小すると解釈された。

さらに本研究では，土壌中の各養分濃度と年生産量の変動係数との関係を調べ，可給態窒素および交換性 MgO の濃度との間に有意な負の相関を得た（表-7）。すなわち，土壌中に可給態窒素や交換性マグネシウムが多く含まれるほど豊凶差の変動は小さかった。窒素は，作物の生育・収量に大きく左右する農業生産上最も重要な元素である（藤原ほか，1998）。植物に含まれる窒素のうち，アンモニア態や硝酸態などの無機態窒素は可給態窒素と呼ばれ，作物が今すぐに土から吸収して利用できる窒素を表す（谷，2020）。本研究では，窒素施肥量と年生産量の変動係数との間にも負の相関が認められたことから（表-5），窒素施肥によって根から吸収しやすい形態の窒素分が土壌に多く補われた竹林では，豊凶差が小さかったと解釈された。野中・主計（1978）は豊作年 2ヵ年と凶作年 1ヵ年を含む連続した 3 年間の収量の豊凶差は無施肥区と比べ施肥区が小さいと報告しており，窒素施肥で特に凶作年の生産量が底上げされた結果，豊凶差が抑制されたと考えられた。また，マグネシウムは葉緑素クロロフィルを構成する作物の必須元素の一つで（藤原ほか，1998），光合成能を高めるとされる（現代農業編集部，2004）。葉肥と言われる窒素および光合成に重要なマグネシウムの土壌中濃度が高いほど豊凶差が小さいという結果は，発筍力が新葉を展開する竹齢に依存していること（野中・佐々木，1992；Li *et al.*, 1998 a; Xu *et al.*, 2018）とも符合する。一方，可給態リン酸，交換性 CaO，交換性 K_2O の土壌中濃度は年生産量の変動係数と有意な相関は認められなかった（表-7）。しかし，窒素とともに肥料の三要素を構成するリン酸とカリウムについては，土壌中濃度および施肥量ともに変動係数との相関係数の符号がマイナスであったことは（表-5，7），施肥が豊凶差抑制に寄与するという後述のわれわれの主張と矛盾しなかった。タケノコ生産林は，毎年の収穫によって土壌から養分が収奪されることにくわえ，リター（落葉・落枝）からの養分供給も少ないため，他の森林タイプよりも多くの人為的養分供給が必要である（Guan *et al.*, 2017）。しかし，両地域とも施肥量は福岡県の施肥基準（目標収量 1000 kg/ 10 a の場合，窒素：リン酸：カリウム：ケイ酸＝ 20：10：12：16 kg/ 10 a）（野中，2003）に達していなかった（表-4）。本研究から，施肥はタケノコの増収効果（野中，1991；Gao *et al.* 2016）だけでなく，豊凶差抑制効果をもつことも判明したことから，現行より強く施肥管理を推奨すべきと考えられた。

陽イオン交換容量（CEC）は，土壌がカルシウムやカリウムなどの陽イオン（養分）を吸着して保持できる容量，すなわち保肥力を表す指標である（藤原ほか，1998；中村ほか 2020）。さらに，この容量のうち交換性のカルシウムイオン，マグネシウムイオン，カリウムイオンが吸着された割合がそれぞれ石灰飽和度，苦土飽和度，カリ飽和度である（藤原ほか，1998）。本研究では，石灰・苦土・カリの陽イオン飽和度と生産量の変動係数との間にはいずれも有意な相関は認められなかったが，陽イオン交換容量においては北九州地域と両地域で有意な負の相関が認められた（表-7）。すなわち，これらの地域区分では陽イオンを多く保持できる保肥力の高い竹林ほど豊凶差が小さかったといえる。しかし，陽イオン交換容量は北九州地域で 6.7 me/ 100 g，八女地域で 6.3 me/ 100 g であり（表-6），タケノコ生産林の基準である 10 me/ 100 g 以上（香川県，2008）に満たなかった（表-6）。さらに，陽イオン飽和度はいずれも 1～3％と，野菜はもちろんタケノコの基準（香川県，2008）と比べても著しく低く，澤田・加藤（2007）が調べたスギと落葉広葉樹の混交林内のうち林冠が開けた地点（リター由来の陽イオン供給が少ない）の土壌と同程度であった。調査土壌は pH が 4～5 と低かったことから（表-6），養分よりも水素イオンの方が相対的に多く土壌粒子に吸着されていると考えられる。このように今回の調査竹林は保肥力が低いと考えられたが，化学肥料だけでなく堆肥などの土壌改良資材の施用により保肥力は高めることができる（原田，2007）。さらに堆肥は，無機態窒素を含むとともに自身の有機物を無機化することで可給態窒素源ともなりうるため（今野ほか，1986；谷，2020），施肥による豊凶差抑制効果を促進できると考えられた。

Ⅴ．おわりに

本研究の限界としては，取扱ったデータがあくまでもアンケートで回答が得られた「タケノコ出荷量」であり，生物学的現象を捉えた「タケノコ発生量」ではない点が挙げられる。したがって，タケノコが発生しても収穫しないケースのように労務の都合が反映された可能性があることは認識しておく必要がある。また，少なくとも 20 年以上前は，タケノコの年間生産量は，降雨量，気温と有意な相関はなかったとされているが（Li *et al.*, 1998 a），近年の異常な気象変動と豊凶差拡大との因果関係は今回追求できなかった。これら残された課題については，今後検討していく必要がある。

以上のように，本研究では 2015～2018 年までの 4 年間のタケノコ豊凶差を年生産量（出荷量）の変動係数で評価し，アンケート調査，林分調査，土壌分析との相関を調べたところ，複数の要因が関与して豊凶差は拡大したと考えられ，竹齢を稈に記入している竹林，親竹の胸高直径が小さい竹林，施肥により窒素濃度の高い土壌をもつ竹林，保肥力が高い竹林ほど豊凶差の変動は小さいことが明らかになった。古くから施肥の継続によって豊凶差を縮小できると主張されたり（上田，1968），基本的な親竹管理を行ったうえで施肥管理をすれば豊凶差の縮小ないし解消がおおむね可能とされたりしてきたが（青木，1987），本研究はそれを改めて裏付けたものである。

Ⅵ．謝辞

福岡県北九州市合馬地区および八女市のタケノコ生産者の方々にはアンケート回答，土壌サンプリングに協力いただいた。JA 北九州および JA ふくおか八女の職員の方々には生産者との連絡調整や取りまとめに尽力いただいた。福岡県農林業総合試験場 資源活用研究センター重野正直専門技術員には本稿に対して貴重なご意見をいただいた。ここに深く謝意を表す。

引用文献

青木尊重（1987）日本産主要竹類の研究，424 pp，葦書房，福岡

土壌標準分析・測定法委員会編（1986）土壌標準分析・測定法，354 pp，博友社，東京

藤原俊六郎ほか（1998）新版　土壌肥料用語事典，農山漁村文化協会，東京：78

Gao *et al.*（2016）Agronomy Journal 108：448 – 458

現代農業編集部（2004）現代農業 83（10）：126

Guan F *et al.*（2017）Catena 150：161 – 172

濱地秀展ほか（2010）福岡県森林研報 11：16 – 20

原田靖生（2007）畜産の研究 61（2）：239 – 244

香川県（2008）土づくりの手引き（改訂版）：23

Kim C *et al.*（2018）Forests 9 (11)：671

Kleinhenz V and Midmore DJ（2001）Advances in Agronomy 74：99 – 153 .

今野一男ほか（1986）北海道立農業試験場集報 55：33 – 43

Li R *et al.*（1998 a）Plant Ecology 135：103 – 112

Li R *et al.*（1998 b）Plant and Soil 201：113 – 123

松本航大ほか（2019）鹿大農学部演習林研報 44：17 – 22

森田　茂・浜田　甫（1983）日林九支研論集 36：259 – 260

中村嘉孝ほか（2020）日本土壌肥料学雑誌 91（4）：249 – 254

野中重之（1984）日林九支研論集 37：241 – 242

野中重之（1991）日林九支研論集 44：291 – 292

野中重之（2001）日林九支研論集 54：173 – 176

野中重之（2003）福岡県森林研報 4：1 – 52

野中重之・主計三平（1978）日林九支研論集 31：321 – 322

野中重之・佐々木重行（1992）福岡県林業試験場時報 39：1 – 46

小川修司（2017）美味技術学会誌 16 (1)：34 – 38

林 野 庁（2022）URL：https://www.e-stat.go.jp/dbview?sid=0002017118（2023 年 6 月 12 日利用）

澤田智志・加藤秀正（2007）森林立地 49（2）：93 – 101

下野皓平ほか（2021）九大農学部演習林報告 102：9 – 14

孫　鵬程ほか（2021）日林誌 103：96 – 104

谷　昌幸（2020）ニューカントリー795：56 – 57

Ueda K（1960）Bulletin of the Kyoto University Forests 30 : 1 – 167

上田弘一郎（1966）タケノコ―増収のための新技術―，農山漁村文化協会，東京：19

上田弘一郎（1968）タケ―竹林の改良と仕立て方―，農山漁村文化協会，東京：39 – 40

浦めぐみほか（2011）鹿大農学部演習林研報 38：13 – 17

Xu X *et al.*（2018）Annals of Forest Science 75 : 33

（2023 年 9 月 2 日受付；2023 年 12 月 7 日受理）