

圃場別サトウキビ生産データのパネルデータ分析

—南大東島における経営成果の経営者間格差の一考察—

東京大学大学院農学生命科学研究科 今井 麻子・中嶋 康博

1. 課題設定

本稿の対象地域の沖縄県南大東島では早い段階で構造改革が進み、既に大規模経営・大型機械化一貫体系が普及して、労働生産性は向上した。しかし、その反作用で土地生産性が低下し、島全体の生産量は低迷している。もちろん、島内には着実に高い単収を達成している優良農家が存在する。以下では、どの圃場ならば効率的な生産が可能かをパネルデータ分析によって検討する。

これまで、サトウキビ生産における肥培管理の重要性が強調されながらも、肥培管理の実態や単収との関係を実証的に捉えた研究は少ない。北大東島を対象に肥培管理の実態と単収の関係を圃場単位で検討したものに、菊地（2009）があり、現行の肥培管理技術が機械化体系に適合しているか検討している。中嶋他（2008）では、南大東島におけるサトウキビ生産の低単収要因を考察し、さらに単収・糖度の向上効果を検討している。

2. データ

使用データは、南大東村役場提供の GIS データ、OCR 調査（H19・20 年産）、大東糖業（株）から提供を受けた圃場別生産実績（H16～20 年産分まで）本研究での独自に実施した灌水状況、灌水施設に関するアンケート調査である。製糖工場は収穫されたサトウキビの全量を買入れるために、全圃場の生産実績を把握できる。約 1200 圃

場の 5 年間の生産実績データに関して、GIS ベー
うで一圃場ずつ地図画像と現況地目情報、面積、
耕作者名、摘要情報を参照しながら再整理して、
パネルデータ化した。

3. パネルデータ分析

単収、糖度及び単位産糖量を決付ける諸要因を
検討するため以下の式の固定効果モデルによるパ
ネルデータ分析を行う。被説明変数は、単収、糖
度及び単位産糖量である、説明変数及び推計結果
を表 1 に示す。

推計結果より、作型、株出年数、年次ダミー（気
象条件の代理変数）、灌水条件、全経営面積は単収、
糖度、単位産糖量いずれにも有意に影響を与えて
いることが確認できた。単収向上に効果的なのは、
夏植であること、株年数の若さ、灌水の実施、基
盤整備の実施である。糖度向上に効果的なのは春
植であること、株年数の若さ、灌水の実施、優良
品種の利用である。そして単位産糖量向上に効果
的なのは、夏植であること、株年数の若さ、灌水
の実施、優良品種の利用、基盤整備の実施である。

4. 圃場別豊度の検討

上記モデルより固定効果値（ μ_i ）を計算した。
固定効果値は、圃場の豊度と解釈できる。ただし、
それは圃場の土地条件だけではなく、各農家の肥
培管理や機械の使用方法等に左右されるものであ

表1 推計結果

	単収 (t/10a)	糖度 (度)	単位産糖量 (t・度/10a)
春植ダミー	-1.9557 ***	0.6504 ***	-24.5752 ***
株出しダミー	-1.6211 ***	0.3228 ***	-17.7716 ***
共済加入ダミー	0.1263	0.0118	1.7001
株年数 (年)	-0.3131 ***	-0.1327 ***	-4.9405 ***
平成17年ダミー	-0.7513 ***	-0.163 ***	-9.8289 ***
平成18年ダミー	0.8015 ***	0.5824 ***	12.4019 ***
平成19年ダミー	3.8109 ***	1.0488 ***	55.0623 ***
平成20年ダミー	3.9904 ***	1.7814 ***	64.3760 ***
灌水ありダミー	0.8528 ***	0.1525 **	11.6250 ***
灌水データなしダミー	0.4131 ***	0.1787 ***	4.1984 **
全経営面積 (夏植を含む) (10a)	0.0041 **	0.0017 *	0.0794 ***
灌水ありダミー×全経営面積 (10a)	-0.0043 ***	-0.0009	-0.0064 ***
灌水データなしダミー×全経営面積 (10a)	-0.0002	-0.0014 ***	-0.0002
優良品種ダミー	0.1249	0.5669 ***	4.9882 ***
その他品種ダミー	-0.0447	0.1439 **	0.6824
基盤整備済みダミー	2.2468 ***	0.3048	36.0613 ***
基盤整備データなしダミー	1.3330 **	0.0522	23.1915 **
定数項	3.4546 ***	11.8688 ***	33.8076 ***
サンプル数	6249	6225	6439
R ² within	0.6493	0.5523	0.6593
between	0.3881	0.3369	0.3852
overall	0.4845	0.4198	0.4830
F値 (すべての係数=0)	2.27	2.28	2.23

る。それぞれの規模を代表する優良農家について、彼らが利用している圃場の単収と糖度の固定効果値を個別に計算し、図1に示した。圃場の豊度の分布は農家ごとに特徴があることが観察される。

本稿では圃場別の豊度の差から生産者の活動に起因する要因を分離するため、圃場別の固定効果値 (μ_i) を被説明変数、農家ダミー (D_i) と土地条件を表す幕上ダミー (Z : 幕上とは潮害等の被害を受けやすい島外周部の高台部分) を説明変数にした下記式の OLS で回帰分析を行った。

$$\mu_i = \alpha + \sum \beta_j \times D_j + \gamma Z + u_i \quad (u_i : \text{誤差項})$$

農家ダミーの回帰係数 β は、圃場の豊度に与える各農家 (添字 j で峻別) の経営努力や経営者能力の影響だと考えられる。推計結果の抜粋を表2に示す。図1の農家の係数 β の本推計対象農家288人中の順位を (単収の場合、糖度の場合) で示す。粗放的農家は (271番目、286番目)、農家Aは (5番目、71番目)、農家Bは、(8番目、157番目)、農家Cは (83番目、182番目) となる。

	被説明変数が 単収の場合	被説明変数が 糖度の場合	被説明変数が 単産糖量の場合
農家A(5ha未満)の係数 β	2.831109 ***	0.4006324 ***	0.45731
農家B(8ha未満)の係数 β	2.558229 ***	-0.0476351	22.73993 ***
農家C(10ha未満)の係数 β	0.673264 ***	-0.1830485	65.45854 ***
農家D(10ha以上)の係数 β	0.9706954	-0.7214055 ***	17.03925
生産法人組織の係数 β	0.3215809 ***	-2.80637 ***	-287.11477 ***
粗放的農家の係数 β	-1.717656	-2.261275 ***	-301.84397 ***
幕上ダミー	-0.4922251 ***	-0.5080031 ***	-9.427046 ***
定数項	1.061185 ***	-0.3798448 ***	-39.99102 ***
サンプル数	6458	6428	6460
R ²	0.3684	0.5645	0.8914
修正R ²	0.3389	0.5441	0.8864
F値(すべての係数=0)	12.49	27.73	175.94

表2 推計結果の抜粋

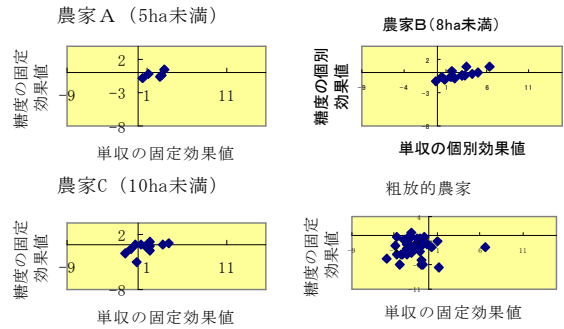


図1 個別効果散布図

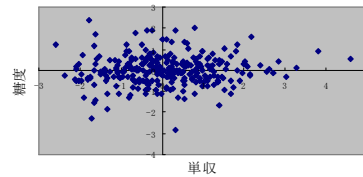


図2 単収と糖度の固定効果値でみた係数 β の散布図

5. おわりに

図2より、単収のみ、糖度のみ、その両方で優位性を持つ農家に分類できる。島全体の生産量向上には、特に図2の第三象限に属する農家の底上げが重要であろう。農家がどの象限に属するかにより、必要な営農指導は異なるであろう。今後はこれらの違いについて、肥培管理の実施状況等をさらに調査し、その要因を分析する必要がある。

(付記) 本稿は日本農業経済学会ポスター報告にさらに分析を加えたものである。

参考文献

- [1] 今井麻子・中嶋康博「圃場データに基づく砂糖生産パネルデータ分析-南大東島を事例に-」農業経済学会報告論文 (未定稿) (2010)
- [2] 菊地香『島嶼におけるサトウキビ生産-その経営方式とバイオマス利用-』農林統計出版 (2009)
- [3] 中嶋康博他 (2008) 「南大東島におけるさとうきび生産の低単収要因と単収向上の可能性に関する考察 (1)」『砂糖類情報』No.139 (2008), pp4-11