

アブストラクト

本稿では、当研究所が毎年実施している農家アンケート調査の結果に基づき、酪農経営の変化、および今後の経営意向や暮らしの「豊かさ観」に関する統計分析の結果を示す。

酪農に限らず、畜産一般では2007年頃から始まった国際的な燃料、飼料等の資材価格高に喘いできた。その中で経営継続のためにそれぞれに対応がなされたわけであるが、それが生産性にどの程度影響を及ぼしたか定かでない。そこで、この期間に各経営体内に共通して表れた傾向の有無とその程度を把握するため、パネルデータ分析による生産関数の推定を行った。結果、2009年度から生産性の低下が見られ、2010年度に一段、2012年度にさらに一段、生産性が下落している様子が表れた。

今後の経営方針については、農業所得、後継者の有無、兼業収入比率が判断材料と検出された。また、「豊かさ観」については、世帯主年齢や経営規模の他、各種の悩みに対する相談相手の有無などが影響していることがわかった。とりわけ、地域の自然の豊かさや、社会的関係の豊かさ、地域内の事物を積極的に評価する姿勢が明るい将来展望につながっていることが明らかとなった。

(キーワード) 酪農経営 生産関数 将来展望 「豊かさ観」

目次

- | | |
|-----------------------|------------------------|
| 1. はじめに | 5. 酪農家が実感する豊かさ |
| 2. 調査手法ならびに調査対象の基本データ | (1) 先行研究 |
| 3. 酪農の生産性分析 | (2) 豊かさ観の分布 (2014年度調査) |
| (1) パネルデータについて | (3) 説明変数 |
| (2) 生産関数の推定 | (4) 分析結果 |
| 4. 酪農家の今後の経営方針 | 6. おわりに |
| (1) 概要 | |
| (2) 分析手法 | |
| (3) 結果 | |

1. はじめに

国内農業は米価不振により畜種との連関を、畜種は輸入飼料の高騰により耕種との連関を強める必要が訴えられている。しかしそれが経済性をもって互恵的な長期関係を築いていくためには、ローカルレベルの取組みとともに、ナショナルレベルでの均衡を図っていく必要もあるように思われる。そのためには双方を取り巻く状況を冷静に把握しなくてはならない。

本稿の目的は、第一に酪農経営体の内部的な経営動向を当研究所が毎年実施している農家アンケート調査を元にして分析することにある。内部的な、とは酪農経営全体の一般的な動向ではなく、個別経営体の特性を制御した分析を行うということである。今回利用するようなパネルデータ（複数の同一対象を追跡して複数年調査を行うことで構成されるデータ）でなければこうした分析はできない（もう少し詳しい説明は3節で述べる）。これは本稿の特徴である。経営分析といっても、本稿では生産関数の推定とその変化にフォーカスして分析を行う（3節）。第二の目的は、酪農家の今後の経営方針とその決定要因について分析することである（4節）。最後に、酪農経営に限らず、暮らし全般も含めた酪農家自身の評価（豊かさ観）とその背景要因について分析を行うことにある（5節）。これらは体系的に連結されたトピックスではないが、酪農家の現状の多角的な把握に資すれば幸いである。

2. 調査手法ならびに調査対象の基本データ

本調査は、各都道府県の稲作・酪農家（可能な限り認定農業者）を対象として実施されているものである。対象の選定にあたっては各都道府県、平地と遠隔地（中山間地）が同数となるよう設計している。初回は機縁法により選定、依頼をし、その後は引き続き同一回答者に協力を依頼してきた。このようにして得られるパネルデータの統計学的な利点は大きい（後述）、他方で、我が国の農家を対象とした調査に適用する場合、高齢化・後継者不在や経営赤字による廃業、集落自体の移転など、追跡不可能となるケースが生じる。本調査はまさしくそのような状況であり、随時、追加補充を行ってきたが、回答者数は減少傾向にある（表1）。

酪農家のみを対象とした地域ブロック別平均回答数および各年平均をとったサンプルの基本情報は、表2（北海道）、表3（都府県）のとおりである。また、2014年度調査によれば、酪農専業は22件、専業農家だがわずかでも酪農の他に農業収入をもつものが16件、兼業や年金等、農業以外の収入を持つものが12件であった（計50件）。農業収入に限った場合、経営種類別の収入割合は表4のとおりである。判明する限りでは、上記50件のうち、酪農収入が50%を超えるのは42件であった。

表1 各年回答者数（酪農のみ）

調査年	北海道	東北	関東	中部	近畿	中国	四国	九州	回答者数
2004	11	11	13	18	10	8	9	16	96
2005	11	11	13	18	10	8	9	16	96
2006	9	10	13	16	9	8	8	13	86
2007	8	9	13	15	9	8	6	12	80
2008	8	9	12	13	8	8	5	12	75
2009	8	6	10	12	7	6	5	12	66
2010	8	5	10	12	7	5	5	12	64
2011	8	5	9	10	7	4	5	10	58
2012	8	5	11	11	8	5	5	11	64
2013	8	5	10	10	8	5	4	11	61
2014	7	5	8	9	8	5	4	10	56

註) 全ての回答者が全問に回答しているとは限らないため、回答者数は以下の分析で用いるデータのサンプルサイズと必ずしも一致しない。

表2 基本属性の平均（北海道）

調査年	年齢 (歳)	経産牛頭数 (頭)	生乳出荷量 (t)	農産物販売額 (万円)	農業所得 (万円)	後継者がいる 回答者の割合
2004	57.0	57.3	324.5	NA	NA	27.3%
2005	55.5	54.0	363.2	NA	NA	18.2%
2006	55.4	46.4	355.6	NA	NA	11.1%
2007	52.8	53.0	369.1	NA	NA	25.0%
2008	53.6	49.1	372.5	3185.7	530.8	25.0%
2009	54.6	52.8	379.4	3225.0	456.0	25.0%
2010	55.8	52.6	378.1	3287.5	408.3	25.0%
2011	56.6	47.6	380.0	3562.5	451.4	37.5%
2012	57.5	48.3	364.2	3456.3	374.5	37.5%
2013	58.5	43.4	371.8	3450.0	333.3	25.0%
2014	53.9	48.1	400.9	3657.1	433.3	14.3%
全体	55.6	50.6	367.0	3402.8	433.9	24.5%

註) NAはデータを取得していないことを示す。

表3 基本属性の平均（都府県）

調査年	年齢 (歳)	経産牛頭数 (頭)	生乳出荷量 (t)	農産物販売額 (万円)	農業所得 (万円)	後継者がいる 回答者の割合
2004	58.9	45.2	434.1	NA	NA	49.4%
2005	59.6	45.9	353.0	NA	NA	48.2%
2006	59.5	46.6	370.2	NA	NA	45.5%
2007	59.7	46.5	380.3	NA	NA	43.1%
2008	60.1	47.3	387.3	3892.0	588.0	47.8%
2009	60.9	48.6	400.8	3847.8	666.4	44.8%
2010	61.1	47.7	758.3	3505.0	630.8	44.6%
2011	60.7	48.8	434.2	3479.7	479.2	42.0%
2012	61.8	51.1	483.5	3227.8	542.3	42.9%
2013	62.5	51.1	474.2	3136.9	551.8	45.3%
2014	63.8	53.9	491.4	4718.8	645.8	44.9%
Total	60.6	48.0	441.6	3674.8	583.2	45.6%

表4 農業収入に占める品目種類別収入割合（2014年）

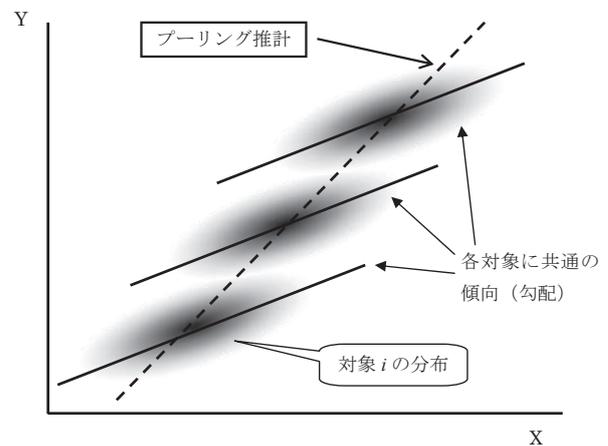
種類	該当数	平均割合 (該当者のみ)	最小値	最大値
水稻・陸稲	12	16.7%	10%	40%
麦・いも・豆等	2	17.5%	5%	30%
施設野菜	0	—	—	—
露地野菜	3	36.7%	10%	80%
果樹類	0	—	—	—
酪農	55	90.9%	40%	100%
肉用牛	7	20.7%	10%	40%
養豚	0	—	—	—
養鶏	0	—	—	—
その他畜産	2	35.0%	20%	50%
その他	3	14.0%	2%	20%

3. 酪農の生産性分析

(1) パネルデータについて

パネルデータの利点については北村(2005)のp. 8を参照されたい。簡潔に述べれば、統計学的な利点に加え、同一の観察対象を継続的に追跡することによってその対象に固有の属性の効果をコントロールし、各対象者が共通して持つ傾向を分析可能にする点が特長である。多くの場合、計量分析の目的は、説明変数Xと被説明変数Yの間にある関係、すなわち係数パラメータの推定にある。特に、今回のように各経営体の傾向を調べたい場合には図1の直線の勾配が関心事項となる。しかしながら、個人にせよ組織にせよ、その固有の特性（個別効果）が作用し、共通の勾配を持っていても、水準、言い換えれば切片が異なることは多い。例えば性差であるならばダミー変数を加えれば解決可能であるが、経営能力や経営環境、人的ネットワークの太さ等、数値化が困難ないし不可能な要素もある。こうした要素をコントロールしないまま、個別効果を見捨てて回帰分析すると（プーリング推計）、図1の破線のような直線の

図1 プーリング推計と個別効果を考慮した推計（固定効果モデル）の相違



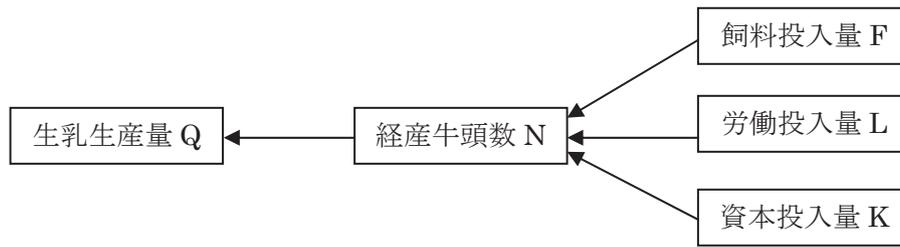
関数が得られ、ここで本来求めたいはずのパラメータとは異なる値が得られてしまう（図の場合では勾配は過大に推定される）。本稿でパネルデータを用いるのは、こうした問題に対処できるためである。

(2) 生産関数の推定

1) 推定モデル

生産関数は、生産量を生産資源の投入量の関数として表したものである。農業経済学では、労働、資本、土地の3要素を投入財とす

図2 生乳生産の分析モデル



るのが標準型である。うち、工業生産を取り扱う場合には通常含まれない土地要素は、とりわけ穀物生産、すなわち土地集約型農業の経営規模と生産性の関係に強い関心があることから導入される。酪農に適用する場合、生産関数に導入すべき要素として、飼料、労働、資本（畜舎・機械等）が挙げられよう。ここで、生産物を生乳とするならば飼育する牛も投入財と見なすこともできる。しかし上記3要素の投入量は飼育頭数に反映されると考えられるから、まずは飼育牛（本稿では経産牛）を生産物とし、それを投入財として生乳を生産するという2段階の構造でモデルを仮定した（図2）。残念ながら、この調査においては資本の代理変数として用いられる施設建設費累計額や地代に関する回答数はあまり多くない。そのため、この要素を含めて分析を行おうとすれば必然的に利用できるサンプルを大幅に失うことになり、結果の信頼性も損なわれてしまう。そこで、本稿では飼料と労働の2要素に絞った推定を行うこととした。尤も、酪農家にとって資本を増減させることが容易でないならば資本投入量は概ね定数項に吸収される。なお、施設建設費累計額について複数年回答のある30件の変動係数を調べると、0（変動なし）が10件、0.5未満も含めると20件であった。但し1.0を超える

ケースも5件あり、これらを捨象できるかは議論の余地があろう。いずれにせよ今回に限っては、資本投入量の変動は十分小さく定数と見なせるとの前提の下、サンプルサイズを確保する方が有意義であると判断した。

経産牛に関する生産関数の推定にあたって、関数型は次式のようなCobb-Douglas型関数を仮定した。

$$N_i = c_i F^{\beta_f} L^{\beta_l}$$

上述したように、今回は各経営体ごとに固有の何らかの生産性の差、すなわち個別効果を織り込む。それは上式では c_i に反映されている。パラメータ β_f 、 β_l は全経営体共通である。この式から両辺自然対数を取り、

$$\ln N_i = (\beta_0 + \mu_i) + \beta_f \ln F + \beta_l \ln L$$

但し、 $\ln c_i = \beta_0 + \mu_i$ と、全経営体共通の定数項 β_0 と個別効果 μ_i の和に分離できるものとした。ここから、線形計量モデル

$$\ln N_{it} = \beta_0 + \beta_f \ln F_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \mu_i + v_{it}$$

を得る（ v_{it} は誤差項）。

ところで、2007年頃からの燃料・飼料等の資材価格高はいずれの酪農経営体にも揃って対応を迫ったはずである。例えば、筆者が2011年に実施したある酪農経営者への聞き取り調査では、経営者同士の情報交換を通じ、飼料の一部をパイナップルの皮などに置き換える例が見られた。こういった質的な変化が

生産性に影響を及ぼすならば（例えば栄養価の低下などから）、この時期を境に多くの経営体で生産関数がシフトした可能性がある。この効果を検証するため、上記の計量モデルにクロスセクション方向に共通な時間効果 λ_i を加え、二元配置誤差構成要素モデル

$$\ln N_{it} = \beta_0 + \beta_f \ln F_{it} + \beta_1 \ln L_{it} + \mu_i + \lambda_i + v_{it}$$

により推定することとした。時間効果は各年度に対するダミー変数の導入で対応する。

また、第2段階目の生乳の生産関数についても関数型は指数関数とする。例えば穀物生産を想定すると、生産量 Q は単位収量 Y と収穫面積 A の積に分解できる。

$$Q = Y \times A$$

単位収量 Y は、極端に突発的な因子を除けば、品種、施肥量、農家の生産技術、日照量・降雨量等の自然要因等によって概ね定まると考えられる。今回の分析をこれに準えるならば、 Q は生乳生産量（＝出荷量と見なす）、 Y は経産牛1頭あたりの生産量（以下では単収と呼ぶ）、 A は経産牛の頭数 N が相当する。単収が技術や家畜の生理的能力によって頭数とはまったく独立に決まるとするならば、これを一定値 β として

$$Q = \beta N$$

となるから、推定する関数は下式のように線型となる。

$$Q_{it} = \beta N_{it} + v_{it}$$

逆に言えば、線型関数を用いる場合は、パ

ラメータは単収を意味する。他方、単収 Y が経産牛頭数 N と何らかの関連をもつ場合、 Y と N を別の項に分離する必要がある。そこで、 Y と N の関係を仮に

$$Y = cN^{-\gamma}$$

と置くならば^{1, 2}、

$$Q = cN^{1-\gamma}$$

となり Q は N の指数関数となる。さらに両辺自然対数をとって

$$\ln Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln N_{it} + v_{it}$$

$$(\beta_0 = \ln c, \beta_1 = 1 - \gamma)$$

が推定モデルとなる。言うまでもなく、 $\gamma = 0$ ($\beta_1 = 1$) のときは線型関数である。

さらに、個別効果と時間効果が存在するのかわかるための項を加え、推定を試みる。

2) データ

さて、飼料と労働に関し今回の調査で確認されているのは年間の飼料代と従事者数である。年間従事者数は、年間通して基幹作業に従事すれば1人、半年間である場合や補助的作業の場合は0.5人としてカウントすることとしている。カテゴリカルデータとして取得しているため正確な従事者数は把握できないが、2014年調査では「3.0人以上」がほぼ40%を占め、最頻であった。

飼料代は投入量と購入価格の積に分解できるが、昨今は価格変動が大きいことから飼料代をそのまま投入量の代理変数として用いることができない。そのため「農業生産資材類

1 この仮定に経済理論上の必然性はない。推計と解釈を容易にするための便宜的な仮定である。どのような関数型が適当であるのか、推定結果が農業経営の現場のいかなる実態を反映したものなのかは、詳細な現地調査の積み重ねから熟慮されるべき問題である。

2 また、この式が必ずしも Y と N の間の因果関係を示すものではないことに注意されたい。 Y と N に共通因子 f が存在する可能性もある。例えば乳牛の仕入価格が高ければ、頭数を抑え、単収を上げる努力につながるかもしれない。こうした背景を解明することこそデータ分析の本分であるが、本稿のところは深入りせず、今後の課題として回しておきたい。

別年次別価格指数」(農林水産省)の飼料価格指数を各経営体が共通して直面する飼料価格と見なし、これで飼料代を除すことにより投入量の変数を作成した。

経産牛頭数の基本統計量は表2、3で示した通りである。また、年間生乳生産量は生乳出荷量を代理変数として扱う。こちらも表2、3にて基本統計量を示した。

3) 推定結果

さて、1)で今回用いる回帰モデルについて論じたが、そもそも個別効果が存在せず、前掲図1の直線と破線がほぼ一致するならばプーリング推計(pooled OLS)が望ましい推定法となる。また、個別効果が存在する場合においても、説明変数と個別効果の間の相関の有無によって、固定効果モデル(fixed effect model; FE)と変量効果モデル(random effect model; RE)のいずれが適切かも異なる³。この点も統計学的検定を通じて検討する。

まず、プーリング推計、二元配置FEモデル、二元配置REモデルのそれぞれで推計した結果を表5に示す。飼料の係数に関してはいずれの推定モデルでも同様の値が得られたが、労働の係数はそれぞれ大きく異なった。また、時間効果はプーリング推計では全て非有意であるが、FE、REのいずれも2007年度、2008年度、および2010年度以降は有意な負の推定値が得られ、その値もほぼ両者で等しい。決定係数はいずれも約0.4であり、ミクロデータ分析としては悪くはない。次に、

いずれの推定モデルが適切か、北村(2005)のpp.68-69で示されているモデル検討の手順に準ずる形で一元配置と二元配置の比較も含めて検定を実施した(表6)。結果、二元配置FEモデルを適切なモデルとして採用する。

それでは改めて表5のFEモデルの示す結果を解釈しよう。まず、飼料および労働の係数は各投入量の1%増加に対し、経産牛を何%多く飼養するかという値となる。つまり、他の要素が一定ならば(ceteris paribus)、1%飼料を多く投じるときには0.262%多く経産牛が飼養されること、また同様に、1%労働を多く投じるとき、0.259%多く経産牛が飼養されることを示している⁴。また、この和0.521(=0.2617+0.2593)は規模に関する収穫逓減の強い傾向を示している。但し注意すべきは、今回の分析ではその他資本の要素をモデルに組み込めなかった点である。決定係数(within)が0.296と決して高いとは言えない値であることを考慮すれば、こうした重要な生産要素が説明変数から抜け落ちている可能性は多分にある。この問題の解決にはさらなるデータの充実が必要である。

次に時間変数(年度ダミー)であるが、表側の年度は調査年度を示しており、実績はその前年であることに注意されたい(以下、この項では調査年度ではなく実績年度で論述する)。この結果は2006年度、2007年度、および2009年度以降に(同じ飼料・労働・資本投入量であっても)飼養頭数が全体的に減ったことを示している。すなわち昨今の資源価格

3 FEモデルとREモデルの差異は北村(2005)等、パネルデータ分析のテキストであればいずれにも記載がある事項なので詳細はここでは述べない。

4 例えば5人で経営している場合、補助的作業の人員(0.5人)を増やすと1.1(≒1.01^{9.58})倍で、概算で0.259%×9.58=2.48%の頭数増となる。

表5 経産牛頭数に関する推定結果

被説明変数		プーリング推計		FEモデル		REモデル	
説明変数		ln (経産牛頭数)					
		係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
ln (飼料)		0.2664***	14.31	0.2617***	12.88	0.2672***	14.43
ln (労働)		0.7269***	11.49	0.2593***	3.42	0.3657***	5.40
時間効果	2005年度	0.010	0.12	0.009	0.30	0.007	0.24
	2006年度	-0.040	-0.48	-0.036	-1.14	-0.037	-1.17
	2007年度	-0.109	-1.27	-0.067**	-2.10	-0.069**	-2.13
	2008年度	-0.054	-0.61	-0.058*	-1.76	-0.059*	-1.79
	2009年度	0.028	0.30	-0.016	-0.48	-0.015	-0.43
	2010年度	-0.017	-0.18	-0.077**	-2.22	-0.073**	-2.09
	2011年度	-0.014	-0.14	-0.118***	-3.30	-0.115***	-3.16
	2012年度	-0.057	-0.62	-0.113***	-3.15	-0.110***	-3.04
	2013年度	-0.074	-0.78	-0.176***	-4.82	-0.170***	-4.63
	2014年度	-0.025	-0.26	-0.165***	-4.31	-0.156***	-4.06
(定数項)		2.498***	33.03	2.887***	35.99	2.776***	33.08
決定係数		0.441	(adjusted)	0.296	(within)	0.293	(within)
				0.366	(between)	0.387	(between)
				0.398	(overall)	0.415	(overall)

註) *は有意水準10%で有意、**は5%で有意、***は1%で有意であることを示す(以下同)。

表6 推計モデルの選択に関する検定(経産牛頭数)

モデル0		モデル1	検定法	統計量	Prob	判定
プーリング推計	vs.	一元配置FEモデル	F test	F (101,606) =47.67	0.0000	棄却***
一元配置FEモデル	vs.	二元配置FEモデル	F test	F (10,606) =4.86	0.0000	棄却***
プーリング推計	vs.	二元配置REモデル	Breushu-Pagan test	$\chi^2 (1) =1589.84$	0.0000	棄却***
二元配置REモデル	vs.	二元配置FEモデル	Hausman test	$\chi^2 (12) =28.74$	0.0043	棄却***

註) モデル1は帰無仮説が棄却された際に採用されるべきモデル。

高に対しては2009年度頃から対応に動き出した様子が窺える。特に2010年度からは-0.1を下回っており、例えば上述のような飼料原料の転換等の質的な変化により、投入量是不変であっても生産性の低下をきたしている可能性を示している。また逆の可能性としては、むしろより少ない経産牛に投入資源を集中させることで1頭当たりの生乳生産を高める対応を採ったために、外見上が飼養の効率は落ちたように表れたが、生乳生産においては生産性が維持ないし向上が図られていることも考えられる。

そこで、経産牛頭数と生乳出荷量の関係の推定結果を見る。まず二元配置誤差構成要素モデルにて推定を行ったが、プーリング推計、FEモデル、REモデルのいずれもt検定によって各年度ダミーの効果は有意と判定されず(表7)、またF検定によっても年度ダミー全体の効果が有意と判定されなかったため(表8)、時間効果の導入は不要と判断した。時間効果が有意と判定されなかったのは、先の経産牛頭数の推定結果(表5)と比較してもわかるように、推定値の標準誤差が大きいためではなく推定値(係数)そのもの

表7 生乳出荷量に関する推定結果（二元配置誤差構成要素モデル）

被説明変数		プーリング推計		FEモデル		REモデル	
説明変数		係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
ln（経産牛頭数）		0.9585***	19.05	0.6092***	8.99	0.6960***	11.45
時間効果	2005年度	-0.025	-0.18	-0.211	-0.42	-0.022	-0.42
	2006年度	0.054	0.37	-0.006	-0.12	-0.002	-0.03
	2007年度	-0.022	-0.15	-0.067	-1.24	-0.060	-1.10
	2008年度	0.019	0.13	-0.038	-0.67	-0.028	-0.51
	2009年度	-0.012	-0.08	-0.018	-0.31	-0.011	-0.19
	2010年度	0.112	0.71	0.067	1.12	0.080	1.34
	2011年度	0.134	0.83	0.000	-0.00	0.016	0.25
	2012年度	0.112	0.70	-0.015	-0.25	-0.001	-0.02
	2013年度	0.080	0.50	-0.026	-0.41	-0.008	-0.12
	2014年度	0.072	0.43	-0.036	-0.56	-0.017	-0.27
（定数項）		1.929***	9.24	3.263***	12.77	2.918***	12.09
決定係数		0.315	（adjusted）	0.121	（within）	0.121	（within）
				0.365	（between）	0.366	（between）
				0.323	（overall）	0.323	（overall）

表8 推計モデルの選択に関する検定（生乳出荷量）

モデル0		モデル1	検定法	統計量	Prob	判定
プーリング推計	vs.	一元配置FEモデル	F test	F (103, 672) =50.53	0.0000	棄却***
一元配置FEモデル	vs.	二元配置FEモデル	F test	F (10, 662) =0.60	0.8119	保持
プーリング推計	vs.	一元配置REモデル	Breushu-Pagan test	χ^2 (1) =2415.34	0.0000	棄却***
一元配置REモデル	vs.	一元配置FEモデル	Hausman test	χ^2 (1) =8.25	0.0041	棄却***

が小さいことによる。すなわち、時系列的に見た時に経産牛頭数と生乳出荷量の関係に、少なくとも大きなシフトは生じていないということである。さらに言い換えれば、資源価格高を受けて、少数の経産牛に資源を集中投入することによって生乳の生産性を維持ないし向上させたなどという状況は今回の分析結果からは窺えないということである。分析結果表は割愛するが、1頭当たりの飼料投入量を説明変数に加えた分析も試みたところ、生乳出荷量への有意な効果は確かに認められなかった。

その他、推定モデルの選択にかかる検定を

実施したところ、個別効果は認められ、説明変数と個別効果の間の相関も認められたことから、一元配置FEモデルを選択した。改めて時間効果を除いた推定結果を表9に示す。推計結果全体の評価としては、決定係数（within）が0.113と非常に低く、各経営体の生産効率を叙述するには貧弱な結果であることは否めない。図2に示した分析モデルならびに関数型の仮定には大いに再考の余地がある。

ともあれ、分析結果を読み取ろう。推定モデルの係数（ β_1 ）は0.605と収穫逡減の傾向が強く表れた。経産牛を1%増やしても、0.6

表9 生乳出荷量に関する推定結果

被説明変数	プーリング推計		FEモデル	
	生乳出荷量		生乳出荷量	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値
ln (経産牛頭数)	0.9603***	19.20	0.6052***	9.26
(定数項)	1.962***	10.53	3.261***	13.61
決定係数	0.322	(adjusted)	0.113	(within)
			0.366	(between)
			0.322	(overall)

%しか出荷量は増えないということである。裏返せば、今回の指数関数型の仮定が正しいならば、 $\gamma = 1 - \beta_1 = 0.395$ より、経産牛を1%増やす一方で単収を0.4%落としてしまうということである。これは各経営体内の現象であるから、首肯できる部分もある。すなわち、人的、物的な制約によって、単純に頭数を増やすだけでは十分に生産性を発揮できないためではなかろうか。こうした各経営体が直面する短期的な限界は個別効果に表れると考えられるから、個別効果を見捨てずプーリング推計も実施した。結果、係数は0.960と、1に近い値が得られた。つまり、経営拡大の条件を整えてから実行できる長期の視点では、頭数増に応じた増産は十分に見込めることを示唆している。

4. 酪農家の今後の経営方針

(1) 概要

本節では、酪農経営体の今後の経営方針とその背景との関連について分析する。今度は、個別経営体について分析するのではなく、全体的な傾向を分析する目的から、プーリングデータ (pooled data) として取り扱う。この調査では、向こう5年間の経営の意向について、1. 拡大する (13件)、2. 現状維

持 (33件)、3. 縮小する (7件)、4. やめる (3件)、の4択で尋ねている (括弧内は2014年度調査の結果)。

(2) 分析手法

ここで、詳細な分析を試みるため、経営方針を被説明変数とする回帰分析を試みる。

前項に示した4つの選択肢は、経営意欲の高い順に並んでいると見ることもできる。しかしながら、必ずしもその保証はない。例えば、高い経営意欲を持っていても、周辺環境の事情から拡大できず、現状水準の維持が限界であるかもしれない。無論、このケースはそのことを示す変数を説明変数に加えるなど、何らかの制御をすれば解決する問題であろう。しかしながら今回の調査ではそこまで質問項目はカバーされてはいない。そこで、ここでは順序ロジット (ordered logit) モデルと多項ロジット (multinomial logit) モデルの双方を用いることとした。

(3) 結果

まず、順序ロジット回帰による分析結果を示す(表10)。全体として擬似決定係数(Pseudo R-sq) が0.143と低く、十分に経営方針の決定要因を説明できるモデルとはならなかった

のは残念な点である。被説明変数は（1）項で示した番号のとおりであるので、係数が負であると、その変数が大きいほど高い経営意欲を示すことに注意されたい。結果として、予想される通り、年齢は若いほど、後継者がいるほど、農業所得は多いほど高い経営意欲を有している傾向が現れた。一方で、従事者数の多寡は明らかな影響を示さなかった。また、経営規模として経産牛頭数を2次の項まで加えたところ、かなり緩やかな傾向と言ってよいだろうが、約68頭をピークとする経営意欲への影響が検出された（全調査期間の平均経産牛頭数は48.3頭であるから、平均よりやや大きな経営体は意欲が高いことになる）。また、こうした条件が同一であるならば、地域ブロック別では北海道に比べ、東北地方と関東地方において経営意欲が高い傾向をもつことが示された。

次に、多項ロジット回帰の結果である（表

表10 今後の経営方針とその背景要因
(順序ロジット)

被説明変数		経営方針	
説明変数	係数	z 値	
年齢	0.0352*	1.90	
後継者がいる	-1.41**	-2.48	
農業所得	$-8.68 \times 10^{-4**}$	-2.27	
従事者数	0.299	1.55	
経産牛頭数	-0.0691**	-2.14	
経産牛頭数2乗	$5.07 \times 10^{-4*}$	1.86	
地域 ブ ロ ッ ク	北海道	(基準)	
	東北	-2.27***	-2.96
	関東	-1.94***	-2.79
	中部	-0.331	-0.52
	近畿	-0.151	-0.19
	中国	-0.796	-1.03
	四国	-0.332	-0.57
	九州	-0.896	-1.26
疑似決定係数	0.143		

11)。比較のベースは現状維持意向である。表11では、正であればその変数が大きいほどその選択肢の選択確率が高いことに注意されたい。なお、経営規模を示す経産牛頭数や生乳出荷量はいずれも統計学的に有意な経営方針への影響が示されなかったため、ここでは説明変数から除いている。

まず、現状維持意向をベースとして、規模拡大意向は後継者がいて、農業所得が高いほど示されることがわかった。他方で、世帯主年齢、従事人数、家計に占める兼業収入（被雇用、その他農外収入）の割合は影響が確認できなかった。次に、縮小意向は、後継者がいること、従事者が少ないこと、そして兼業収入割合が背景にあると推定された。少人数で、兼業が可能な規模にして、次世代につなげようという意図だろうか。横断的に見ると、後継者の存在に関しては、拡大意向よりも縮小意向を高める可能性の方が高くさえある。また、廃業意向は容易に予想されるように、世帯主が高齢であること、農業所得が低いことが大きな要因となっていることが明らかとなった。

回帰モデルに関する考察としては、表11に示されたように、農業所得に関しては高いほど番号の若い選択肢が選ばれやすい傾向を認めてよいであろうが、それ以外の説明変数に関してはまちまちであり、必ずしも選択肢が連続的な順序とは言えない。したがって、多項ロジットの方が妥当性のあるモデルだと考えられる。

表11 今後の経営方針とその背景要因
(多項ロジット)

被説明変数		経営方針	
説明変数		係数	z 値
拡大する	年齢	0.0185	0.79
	後継者がいる	1.89	2.31
	農業所得	$1.18 \times 10^{-3**}$	2.47
	従事者数	-0.252	-0.10
	兼業収入比率	0.0202	1.11
	定数	-4.243	-2.19
縮小する	年齢	0.0072	0.35
	後継者がいる	2.34***	2.63
	農業所得	-1.90×10^{-4}	-0.25
	従事者数	-0.528**	-2.06
	兼業収入比率	0.0382***	3.23
	定数	-0.956*	-0.57
やめる	年齢	0.0720*	1.75
	後継者がいる	-1.89	-1.09
	農業所得	$-7.51 \times 10^{-3**}$	-2.26
	従事者数	-0.0844	-0.18
	兼業収入比率	0.0090	0.54
	定数	-4.621	-1.40
疑似決定係数		0.220	

5. 酪農家が実感する豊かさ

(1) 先行研究

渡辺(2014)では稲作農家が感じている暮らしの「豊かさ観」に関し、影響要因の分析を実施している。本稿ではこれらの試みを酪農家について適用し、経営・暮らしに関する将来への希望や意思を明らかにしたい。前掲渡辺(2014)では、稲作経営者に的を絞り、どのような回答者の属性が「豊かさ観」に影響するかについて、後述の(I)(II)のそれぞれ順序プロビット(ordered probit)モデルによるプーリング推計を実行している。また、(I)(II)の交差、すなわち過去-現

在-将来3時点間の豊かさの変化について二項プロビット(binomial probit)モデルによるプーリング推計を行っている。その結果として豊かさ観との関連性がとりわけ明確に検出された属性は、世帯員数、世帯主年齢、後継者の有無、兼業収入割合、田の経営規模、相談相手として頼りになる農協職員の有無、などであった。この結果を念頭に、酪農家の「豊かさ観」の傾向を検証したい。但し、渡辺(2014)で説明変数として用いられた因子が、酪農経営には相当しない、あるいは別の因子に代替すべき事情があることから、一部の変数の変更を伴った。今回用いた説明変数は(3)項で整理する。

(2) 「豊かさ観」の分布(2014年度調査)

「豊かさ観」に関する調査は、2010年度調査以来、継続して実施している。直接的には、(I)「5年前と比べて、人間関係や興味・関心・趣味、暮らしの質などの点で、あなたご自身の生活が豊かになったという実感はありますか」(II)「現在と比べて、5年後は、あなたご自身の生活は豊かになりそうだと思いますか」、と四件法で尋ねた⁵。また、金銭面・経済面のことは除いて考えてもらうよう、但し書きを添えている。

2014年度の調査結果から作成した(I)と(II)のクロス分布表は表12のとおりである(両設問ともN=56)。表の左上の2×2ブロックは5年前-現在-5年後と続けて上昇基調を思い描けている者(計16件)、右下の2×2ブロックはそれとは反対に続けて下降基

5 「豊かになったか」「豊かになりそうか」という問いに対し、1. そう思う、2. ややそう思う、3. あまりそう思わない、4. そう思わない、5. わからない、とコード。

表12 酪農家の「豊かさ観」(2014年度調査)

		(2) 5年後の予想				
		1	2	3	4	5
(1) 5年前との比較	1	4	2			1
	2	2	8	1	1	3
	3		2	12	3	4
	4			1	4	2
	5	1			2	3

註) 空欄は該当回答数0。

調をたどると予想している者である(計20件)。また、右上は現在をピークと考える者、左下は現在を底にV字回復を予想する者であるが、回答数は限られた。将来についての予想がつかないとする13件の回答は、明確に「4. そう思わない」と答えなかったという意味では、必ずしも将来に対し絶望していないものと捉えることもできるのかもしれない。以上のそれぞれの回答の背景を探るべく、2010年度～2013年度調査の結果を加えて、以下で他の項目と関連させて分析を試みる。

(3) 説明変数

前掲先行研究に倣い、プーリングデータとして順序プロビットモデルによる回帰分析を実行する。説明変数の候補として導入を試みたのは、世帯員数、世帯主年齢、後継者の有無、生乳出荷量または経産牛頭数(経営規模の代理変数)、その他、様々な分野の悩みごと(農業、資産運用、介護等)に対して相談できる相手がいるかどうか、である。また、自然・地域資源の充実度評価(表13)から主成分分析で以下の変数を作成し、導入した

表13 自然・地域資源に関する質問項目

自然の豊かさ関連	
1) 春、夏、秋、冬の四季を体感している	
2) 山で虫捕りや川で釣りをして遊ぶことが出来る	
3) 晴れていれば、星はよく見える(空気が澄んでいる)	
4) 蛍(ほたる)がいる	
5) かぶとむしがいる	
6) 自然の山菜(わらび、ぜんまい等)や果実がとれる	
7) 近所の川の水が飲める	
8) 草や花の香りがする	
9) 山並みや溪流、段々畑等、自然の景観がいい	
地域資源関連	
1) 人々の日常そのものがこの地域の財産といえる地域である	
2) 日常を住民同士が分かちあえる地域である	
3) 地域に住む一人ひとりが主役になれる地域である	
4) 暮らしを支えてきた自然と楽しく付き合える地域である	
5) 郷土を培った知恵や伝統が息づいている地域である	
6) 地域固有の資源を活用して、地域外の人が訪問したくなるような地域づくりを進めている地域である	
7) 地域外からの人を受け入れることのできる地域である	
8) 外からの新しい考え方を受け入れることのできる地域である	

(主成分分析の結果表は割愛)。まず、自然資源に関する第一成分の総合的な自然豊富変数(ただし値が負であるほど豊富)、地域資源に関する第一成分の総合的な社会関係豊富変数(同)、第二成分の地域内向性変数(値が正であるほど、伝統や暮らしそのものなど地域の事物への評価が高く、負であるほど、地域外からの受け入れや新しい技術・知識の導入に積極的な、外部に開かれた土地柄)である。

結論から言えば、変数の組合せによって結果は大きく変動し、極めて安定性は低い。次項で示すのは整合性のない値を示した変数を可能な範囲で削除して得られた結果である。

(4) 分析結果

5年前からの豊かさの変化についての分析結果が表14、5年後への展望に関する結果が表15である。被説明変数は大きいほど「豊かさ観」の改善を感じていることを示す。

5年前からの豊かさが改善したと考える背景として検出できたのは、農業および法律に関する相談相手がいることであった。世帯構成員数、世帯主年齢、生乳出荷量（経営規模）、自然や人的な資源の豊かさなどはいずれも大きな関連は見出せなかった。他方、将

来展望については、世帯構成員数が多く、年齢は高く、生乳出荷量が多いほど明るい展望を描く傾向が明確に表れた。また、相談関係では、いざという時に頼れる相談相手や農業に関する相談相手がいることが明るい展望をもたらす効果をもつことを示唆している。さらに、地域に自然が豊富に存在し、社会関係資源も豊富であり、さらにいずれかといえよ今の地域内の事物を評価できる地域ほど、展望は明るくなる。

以上の結果は、第一に、安心して営農できることこそが豊かさに直結すること、第二に、自然・人の両面において地域資源の豊かさこそが明るい展望を描くための鍵であることを認識するようになったことを示しているのではなかろうか。

表14 5年前から豊かさの変化に影響した要因

被説明変数	5年前からの豊かさ変化		
	説明変数	係数	z 値
世帯構成員数		0.111**	2.52
世帯主年齢		-1.01×10^{-3}	-0.17
生乳出荷量		1.03×10^{-4}	-1.60
農業に関する相談相手がいる		0.985***	5.60
法律に関する相談相手がいる		0.839***	4.81
自然豊富度		-0.0539	-1.39
社会関係豊富度		-0.0438	-1.06
地域内向性		0.0048	0.07
疑似決定係数		0.135	

表15 5年後の展望の背景要因

被説明変数	5年後の展望		
	説明変数	係数	z 値
世帯構成員数		0.0989**	2.12
世帯主年齢		0.0211***	3.56
生乳出荷量		3.43×10^{-4} ***	2.21
いざというとき頼りになる相談相手がいる		0.551***	2.56
農業に関する相談相手がいる		0.442***	2.64
自然豊富度		-0.0768*	-1.75
社会関係豊富度		-0.219***	-5.26
地域内向性		0.301***	4.21
疑似決定係数		0.141	

6. おわりに

本稿では3つのトピックスを扱った。生産関数の推定に関しては2010年度頃から生じた変化を捉え、一定の示唆を得た。しかし具体的に何が生じているのかは別のアプローチからの調査が必要である。加えて十分に高い説明力をもった推定式を得られなかった点についても大いに改善の余地が見られる。継続的な調査分析によって精緻化に励みたい。

参考文献

- ・ 渡辺靖仁 (2014) 「稲作農家の豊かさ観の過去・未来とその影響要因－アンケート調査による接近－」『共済総合研究』, J A共済総合研究所, Vol.68, p.20-47.
- ・ 北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』 岩波書店.