高齢就農の動向とその決定要因

金 炯 洙*

Determinant Factors of the Aged's Engaging in Farming: By Negative Binomial Regression Model

Hyung Soo KIM (Kyoto University)

This paper is to estimate the determinant model of the number of the aged who engage in farming and to clarify the determinant factors of the aged's engaging in farming in regions. In particular, attention is paid to non-economic factors such as the size of the potential old farm entrant pool. And negative binomial regression is used because it well explains count data such as the number of the aged who engage in farming.

The results are as follows.

(1) The main determinants of the aged's engaging in farming in prefectures are non-economic factors such as size of potential old farm entrant pool, health, promotion policy on the aged's engaging in farming,

number of agricultural work service organizations, and the number of the aged who engage in rice cropping.

(2) On average, the unit (1%) increase of number of local communities which take promotion policy on the aged's engaging in farming results in the 4.74% increase of the number of the aged who engage in farming in a prefecture. And the unit (1000 men) decrease in the number of potential old farm entrants results in the 2.18% decrease of the number of the aged who engage in farming.

(3) Negative binomial regression is better than linear regression in clarifying the determinant factors of the number of the aged who engage in farming.

1. はじめに

近年、農業以外の職業に就業し、定年退職後に本格的に農業に従事するという高齢就農者が増加しており、若年就農者の不足に悩まされている地域では、こうした高齢就農者に対する期待が高まっている。農業総合研究所（1995）によると、全国1406市町村のうち74%が、今後の農業について、「高齢者等で維持する」と想定している。農業労働力の高齢化が進み、地域農業の維持・発展における高齢者の役割がますます重要となる中で、高齢就農者の役割を明確にし、個人差の大きい高齢者の身体能力や多様な選好に対応できるきめ細かな就農支援体制の整備が地域農業にとって重要な課題の一つになっている。そこで、この課題に答えるためには、地域における高齢就農の決定要因を把握する必要がある。

しかし、高齢就農の実態把握とその決定要因に関する本格的な実証分析は行われていない。高齢者就農に

関する既存の研究は、主に農家人口・農業労働力の高齢化とその要因分析や、農家高齢者就農の規定要因の分析に焦点があてられている。農家人口・農業労働力の高齢化の実態とその要因分析として、松久（1987）と茂野（1992）は、農業労働力の高齢化率の急増には、農家人口の高齢化だけではなく、高齢者の農業就業率の急な上昇も作用していることを指摘した。これらの研究は、農業労働力の高齢化の背景について人口構造上の要因を指摘しているが、高齢就農、または就農率の増加要因について経済的な解釈を与えるものではない。

高齢就農の経済的要因に着目した分析には、茂野（1989）がある。そこでは、農家高齢者が基幹的に農業に従事するか否かの決定は、高齢者が農業から得る賃金率と他の世帯員の所得という経済的変数に依存し、それらに弾力的に反応するものであることが示されている。また、吉本・永木（1997）は、以上の2つとは異なった観点から、鳥取県内の2つの地域を比較

* 京都大学大学院

分析し、中山間地域における男子高齢農業者の就農の判断は、生産基盤、作目、組織等の地域農業構造から強い影響を受けていることを明らかにした。これらの研究は、研究者本人らが指摘しているように、高齢就農要因のうち経済的な要因のみに焦点をあてている。しかしながら、高齢就農は経済的要因だけでは説明できない部分が多い。高齢者の体力や健康状態、農地の資産的保存目的、さらに、定年退職後就農が期待される、地域における他産業従事者、あるいは片手間で農業に従事している中高年の「潜在的高齢就農者」の数といった非経済的な要因によって大きい影響を受ける。

要するに、高齢就農の決定に関する既存の研究は経済的要因と非経済的な要因を同時に分析しておらず、その意味で高齢就農決定のメカニズムの全体的把握には至っていないと言えよう。

そこで、本稿では、以上の先行研究の結果を踏まえ、高齢就農の経済的、非経済的要因を同時に考慮し、高齢就農の決定要因を定量的に明らかにすることを課題とする。具体的には、都道府県別高齢就農者数がどのような要因によって決定されるかを記述するモデルを計測する。その際、次の2つの点に注意を払う。

第1は、「潜在的高齢就農者」数に注目する。ただし、ここでいう潜在的高齢就農者とは、他産業のみに従事、あるいは、主に他産業に従事しながら農業にも従事している40、50代の農家世帯員、また、「高齢就農」とは、彼らが定年退職後に、農業に就業すること（就業形態が農業が主である）と定義する。高齢就農は、主に潜在的高齢就農者のなかから発生し、地域におけるその集団の規模が高齢就農者数に大きな影響を与えられられる。

第2は、高齢就農者の数は非負、かつ離散の整数であり、また潜在的高齢就農者数からみて実際の高齢就農者数は少ない。これらの特徴を記述するのに最も適した分析手法として、ポアソン回帰モデルとそれを拡張した負の二項回帰モデルを用いる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、高齢就農の動向と高齢者の就農経路について検討する。第3節、第4節では、高齢就農決定の計測モデル、同モデルの計測に用いるデータと変数の説明をおこない、そして第5節では、実際の計測を行ない、計測結果について考察する。

2. 高齢就農の動向と就農経路

(1) 高齢就農の動向

表1に表すように、1990年代入ってから、他産業から農業へ就業した人、すなわち、主な就業状態が勤務から農業に転換した人の数は増加傾向に転じている。なかでも、60歳以上の高齢就農者数の増加は最も速く、1997年にその数は2万2千人に達し、他産業から農業に就業した総人数の58%を占めていた。

このように高齢者の就農が増加している理由として、他産業に勤務しながら農業を続けてきた人が、60歳前後の定年退職をきっかけに本格的に農業に就業する場合が多いことがあげられる。そして、その背景には、年金制度の変化（年金支給額の切り下げや支給年齢の延期など）、家族関係、扶養形態の変化、高齢者の価値観の多様化、また高齢就農に対する政策的支援の拡充等（註1）、高齢者をとりまく社会的・経済的・制度的な変化があると考えられる。

(2) 高齢就農の経路

高齢就農は概ね、3種類の就農経路（註2）がある。第1は、在宅で他産業に就業しながら、片手間に自家農業に携わった人が、定年後本格的に就農する場合である。第2は、青年期に農村から都市に移住し、定年退職後に都市から故郷などに帰って就農する場合である。第3は、非農家出身者が定年退職後、農村に移り住み、就農する場合である。近年、第2、第3の経路に対する関心が高まっているが、実際に高齢就農者の数からいえば第1の経路を経たのがほとんどである。

例えば、表1では、第②欄の「勤務から農業が主のうち60歳以上」は第1の経路、第⑥欄の「離職転入の農業が主のうち60歳以上」は第2、第3の経路を経た高齢就農者に対応しているが、同表によると、1993年まで、第2、第3の経路を経た高齢就農者数は、極めて少ない。1994年以降の同様の状況について、データが入手できなかったので正確には言えないが、農林統計協会「農業白書付属統計表」1998年（p.134）によると、1997年の1年間に全国新規就農ガイドセンターでの新規就農相談者463名のうち60歳以上の人は4.4%の20名に過ぎなかった。

一方、表2は1994年に就農した高齢者の前年の就業状態を示している。それによると、1994年に農業が主な職業となった高齢者は全国で5万人（販売農家では4万3千人）いるが、そのうち60%程度が潜在的高齢就農者集団である勤務から就農であることが分かる（表2の⑥欄）。60歳以上の高齢者にはその傾向がよ

表 1. 高齢就農動向と就農経路（男子のみ）

単位：人

年	勤務から農業 が主 ①	うち60歳以上 ②	60歳以上対前 期増減率(%) ③	60歳以上割合 (%) ④	離職転入農業 が主 ⑤	うち60歳以上 ⑥
1980	52,000	16,500		31.7	7,300	200
1985	57,100	24,400	47.9	42.7	5,500	400
1990	10,300	5,100	-79.1	49.5	700	0
1991	10,700	4,500	-11.8	42.1	800	0
1992	10,100	5,000	11.1	49.5	600	0
1993	19,200	9,700	94.0	50.5	900	0
1994	25,300	14,500	49.5	57.3	—	—
1995	33,000	20,000	37.9	60.6	—	—
1996	35,600	19,900	-0.5	55.9	—	—
1997	38,800	22,500	13.1	58.0	—	—

注：1) 1990年までは農林水産省『農家就業動向調査報告書』から，1991年以降は『農業構造動態調査報告書』と『農林業センサス』から作成。

2) 1991年以降は販売農家，1990年は経営耕地面積 10a 以上，年間農産物販売金額15万円以上の世帯が調査対象である。なお，1980，1985年は地域ごとに調査対象が若干異なる。

表 2. 農業が主となった高齢就農者の前年の就業状態（1994年）

単位：人

	計 ①	勤 務 ②	自営業 ③	学 生 ④	家事・その他 ⑤	勤務割合(%) ⑥
全 農 家	51,294	29,662	15,800	1,811	4,016	57.8
販売農家	43,333	25,291	13,163	1,793	3,086	58.4
60歳以上	32,982	23,737	6,585	3	2,657	72.0
60-64歳	10,975	8,204	2,429	1	341	74.8
65-69歳	7,561	4,598	2,249	—	714	60.8
70-74歳	3,289	1,346	1,208	1	734	40.9
75歳以上	1,912	344	699	1	868	18.0

注：農林水産省『農業センサス』1995年から作成。

り強く，潜在的高齢就農者集団からの就農者比率が72%，60～64歳という定年退職年齢層ではその比率が75%にも達した。

このように，潜在的高齢就農者集団から高齢就農者となる可能性が非常に高い。しかし，実際の潜在的高齢就農者の数と比べて，農業が主な職業となった高齢者数はわずか1%程度で非常に低い（表3参照）。その理由として，体力の衰えや余暇選好傾向など様々が考えられるが，元気な高齢者でも，就農しにくい社会環境のために，本格的な就農に踏み切るより定年前の片手間農業従事にとどまっている可能性が高いことなどが考えられる。その意味で，潜在的高齢就農者集団は，農作業の労働強度緩和や農産物の庭先収集など高齢者向けの支援体制が整備されると，農業生産の担い手となる可能性が増大し，今後の動向が注目される。

3. 高齢就農決定の計測モデル

以上の高齢就農者に関する現状分析をふまえて，本

節では高齢就農決定の計測モデルについて考える。一般に，ある地域において潜在的高齢就農者から実際に就農（農業が主）する高齢者の数は，非負かつ離散の整数である（註3）。また，地域の高齢就農者の数は，このデータの発生過程において，個々の高齢者の繰り返された離散選択の集計であるので，連続変数ではなく，非負の整数として扱うのが適切であると考えられる（註4）。すなわち，地域 $k(k=1, 2, \dots, 47)$ における潜在的高齢就農者数を S_k とし，また $n_i(i=1, 2, \dots, S_k)$ を， i 番目の潜在的高齢就農者が就農すると1，しないと0となるような指標変数とする。言うまでもなく，潜在的高齢就農者が高齢就農者になるのは，就農によって得られる効用が他の選択肢より大きい時のみである。このとき，就農するかしないかという個々の高齢者の繰り返された，離散選択結果の集計として k 地域における高齢就農者の数 Y_k は，次式のように表せる。

表3. 潜在の高齢就農者から実際に農業に就業した高齢者の割合

単位：人

年 齢 (歳)	潜在的 高齢就農者数 ①	高齢就農者数 ②	高齢就農者の 割合 (%) ③=②/①	高齢農業従事者 ④	高齢農業 従事者割合 (%) ⑤=④/①
45-49 (60-64)	537,843	8,204	1.53	159,456	29.6
50-54 (65-69)	538,899	4,598	0.85	83,430	15.5
55-59 (70-74)	371,027	1,346	0.36	23,024	6.2
計	1,447,769	14,148	0.98	265,910	18.4

註：1) 潜在の高齢就農者は1980年の就業状態が他産業が主，あるいは他産業のみ従事していた45歳から59歳の男子世帯員を指す。

なお，() の年齢は1995年現在の年齢を示す。

2) 高齢就農者，高齢農業従事者の数は1995年現在のもの。

3) 潜在の高齢就農者数は，死亡や移動により減少が予想される。しかし，厚生省『人口動態統計』1980年によると，45-59歳の死亡率は10万人当たり436-919人と少なく，また，真継（1985）によると45歳以上の農家構成員の移動は少ないことから，ここでは死亡者や移動者を考慮しなかった。

4) 農林水産省『農業センサス』1980，1995年から作成。

$$\sum_{i=1}^S n_{ik} = Y_k, Y_k = 0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

Y_k は非負かつ離散の整数であるため，被説明変数が連続変数と想定している通常の線形回帰分析法は，必ずしもこのような非負かつ離散の整数の分析に適しないと思われる。なぜなら，被説明変数に離散変量の近似として連続変数を用いると，高齢就農者数が負の値をとるなど非現実的結果が生じたり，推計パラメータに誤った大きさ・符号をもたらす可能性があるからである（註5）。

そこで，本稿では Y_k の分布をより充実に反映できる次の二つのモデルを，同変数の決定要因の分析に用いる。

第一は，「ポアソン回帰」と呼ばれる手法である（註6）。高齢就農者数は，非負，かつ離散の整数であり，潜在の高齢就農者の数からみて実際の高齢就農者数が少ないことを考慮すると， Y_k の確率分布はポアソン分布に近いと考えられる。

いま， Y_k の確率分布を下式のように仮定する。

$$\Pr(Y_k = y_k) = \frac{e^{-\lambda_k} \lambda_k^{y_k}}{y_k!} \quad (2)$$

ただし， $\lambda_k = E(Y_k)$ であり，これは Y_k の平均値である。このパラメータ λ_k が，他の独立変数の影響を受けて変化するので，高齢就農に関する様々な規定要因をこのモデルに取り入れることができる。以下，同パラメータと高齢就農者数の規定要因との関係を次のように定式化する（註7）。

$$\lambda_k = \exp(x_k \beta) \text{ or } \ln \lambda_k = x_k \beta \quad (3)$$

ただし， x は高齢就農に影響を与えると予想される外生変数のベクトル， β は計測パラメータのベクトルである。言うまでもなく，推定されたパラメータが正

値の場合は対応する外生変数の増大が高齢就農を促進，負値の場合は抑制することを意味する。

第二の手法は，「負の二項回帰」である。ポアソン分布を仮定した場合，同分布の性質上 Y_k の期待値が分散と同じ値になる。しかし，一般的に， Y_k の分散は期待値より大きくなることが多いことから，ポアソン分布が必ずしも Y_k の分布の記述に最適とは言えない（註8）。この制約を解消し，ポアソン回帰を一般化する方法の一つが「負の二項回帰」である。負の二項回帰では，被説明変数の期待値に，（4）式のように観測不可能な異質性を独立誤差項の形で追加し，分散が期待値より大きいことを考慮している。

$$\tilde{\lambda}_k = \exp(x_k \beta + \epsilon_k) \quad (4)$$

$\tilde{\lambda}_k$ とポアソン回帰の λ_k との関係は， $\tilde{\lambda}_k = \exp(x_k \beta) \exp(\epsilon_k) = \lambda_k \exp(\epsilon_k) = \lambda_k u_k$ となる。ただし， $u_k = \exp(\epsilon_k)$ である。この u_k がパラメータ v_k をもつガンマ分布に従うと仮定すれば，（5）式に示すような Y_k の条件なき負の二項分布が導かれる（註9）。

$$\Pr(Y_k = y_k | x_k) =$$

$$\frac{\Gamma(y_k + v_k)}{\Gamma(v_k) \Gamma(y_k + 1)} \left(\frac{v_k}{v_k + \lambda_k} \right)^{v_k} \left(\frac{\lambda_k}{v_k + \lambda_k} \right)^{y_k} \quad (5)$$

このとき， Y の期待値はポアソン回帰と同じく $E(Y_k) = y_k | x_k = \lambda_k$ であるが，分散は（6）式のようになる。

$$\text{Var}(Y_k = y_k | x_k) = \lambda_k \left(1 + \frac{\lambda_k}{v_k} \right) \quad (6)$$

上式のうち λ_k と v_k は常に正であるから，負の二項分布の分散はその期待値 λ_k より大きいことが分かる。ところが v_k が地域ごとに異なると標本数以上のパラメータが必要なので，計測上問題が生じる。これを避けるため，下式のように各地域において v が同じであると仮定する（註10）。

$$v_k = 1/\alpha \quad (7)$$

ただし、 $\alpha(>0)$ は散布度 (Dispersion) と言われるものである。また、式 (7) を式 (6) に代入すると、

$$\text{Var}(Y_k = y_k | x_k) = \lambda_k(1 + \alpha \lambda_k)$$

となり、これは α 、また λ_k が大きくなるほど、分散が大きくなることを意味する。ちなみに、 $\alpha=0$ のとき、負の二項分布はポアソン分布に退化する。よって、 $\alpha=0$ の仮説検定を行うことで、ポアソン分布の妥当性を確かめられる。

パラメータ α 、 β の推定は、(7) 式を (5) 式に代入し、次のような尤度関数を得て、最尤法で行う。

$$L(\alpha, \beta | y, x) =$$

$$\prod_{k=1}^{47} \frac{\Gamma(y_k + \alpha^{-1})}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(y_k + 1)} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_k} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\lambda_k}{\alpha^{-1} + \lambda_k} \right)^{y_k} \quad (8)$$

4. 利用データと変数

高齢就農の規定要因を計測するあたり、必要なデータを公刊統計資料から可能な限り収集した (註11)。そのリストを表4に掲げる。これらの統計データは、主に農林水産省『1995年農業センサス』に収集されており、都道府県ごとのデータが利用可能になっている。

被説明変数 Y_k としては、農林水産省『1995年農業センサス』から、60歳以上 (註12) で、1995年に農業に従事した人のうち、「農業が主」であり、かつ前々年 (1993年) には他産業に勤務し、前年 (1994年) から「農業が主な職業」になった人の数を用いた。この人数は、『1995年農業センサス』から初めて全農家を対象に世帯員の就業異動状況が調査されるようになったため、ようやく把握できるようになった。都道府県別定年退職後の高齢就農者数を把握するのに、相応しいデータといえよう (註13)。

一方、「潜在的高齢就農者」数としては、農林水産省『1980年農業センサス』から45-59歳以下 (1995年現在60-74歳以下) で (註14)、主にその他の仕事に従事しながら農業にも従事する人とその他の仕事だけ従事した人の数を用いた。これは第2節で見たように、高齢就農者のほとんどが、これまで他産業に主に従事しながら農業をやってきた人に限られていること、また、その数が地域内の実際高齢就農者数を左右する主な要因であることを考慮したためである。

また、他の説明変数候補のなかから、次の方法を用いて、実際の説明変数 (表5参照) を選んだ (註15)。つまり、負の二項回帰モデルの枠組で、候補となる説明変数を1つずつモデルに追加していき、すべての説

明変数が10%の水準で有意となる推定式から、AIC (註16) が最小となるものを選択したのである。

5. 推定結果と考察

ポアソン回帰モデルと上記の方法で結果的に選択された負の二項回帰モデルの推定結果は、表6に示す。両モデルの推定結果をみると、定数項を除いてパラメータ推定値はほぼ同じであるが、ポアソン回帰モデルの方がt値が非常に高い。これは、ポアソン分布の仮定より、分散が過少評価されているからであると考えられる。

そこで、 $\alpha=0$ という帰無仮説の検定結果と、AICを用いて2つのモデルの適合度を比較し、モデル選択を行う。表6に示されているように、 α は1%の水準で0と有意な差があること、ポアソン回帰モデルより負の二項回帰モデルのAICがより小さいことから、負の二項回帰モデルが選択された。

さて、表6には、高齢就農者数が非負、かつ離散の整数というデータの性質を無視し、それを連続変量として取り扱った線形回帰モデルの結果をあわせて示したが、負の二項回帰モデルの推計結果と比較すると、各説明変数の有意性と推定値の符号に関しては、両者がほぼ同じである。ただし、5%の水準で各説明変数の統計的な有意性をみると、線形回帰モデルの高齢稲作就農者数 (RE10) の推定係数が有意ではない。また、OLSによる線形回帰モデルの推定結果は当然バイアスがある推定値であることから、負の二項回帰の推定値より変数の推定値が過大あるいは過少評価されていると考えられる。これらの結果は、線形回帰を負の二項回帰の近似として用いることの問題点を示している。一般的に、被説明変数の期待値が大きい場合、非負、かつ離散の整数データの処理は通常の回帰分析で近似できる場合があることが知られている。本稿の場合も部分的にこれに当たると考えられるが、非負、かつ離散の整数と言うデータの特性を正確に反映した負の二項回帰の推定結果が、データの特性や理論的の説明がないまま単に推計した線形回帰モデル結果より正確な結果であると考えられる。

負の二項回帰モデルの計測結果に関して、各推定係数の符号の論理的整合性についてみて見よう。第1に、潜在的高齢就農者数の係数の符号は正である。地域内に潜在的就農者数が多ければ当然、高齢就農者数は大きくなる可能性が高くなり、整合的な結果であるといえる。第2に、健康状態の係数の符号は負である。自治省財務局『地方財政のしくみとその運営の実

表4. 高齢就農要因変数

被説明変数	項目	変数名	変数内容	単位	資料名	年度	備考
高齢就農者数	高齢就農者数	D	60歳以上かつ就業状態が、前々年勤務から前年農業が主となった男子	人	農業センサス	H7	農林水産省
非経済的 要因	潜在的高齢就農者数	変数名	変数内容	単位	資料名	年度	備考
	健康状態	NE1	1980年現在、45～59歳の農家世帯員のうち、他産業のみ従事、また、農業と他産業従事のうち他産業が主の男子の合計	千人	農業センサス	S55	農林水産省
	生きがい、農業	NE2	都道府県別老人保健の1人当り診療費	千円/人	医療費ハナンドブック	H7	厚生統計協会
		NE3	65歳以上老人の1人当り福祉費	千円/人	地方財政統計年報	H7	地方財務協会
		NE4	老人福祉費	千人	国勢調査	H7	総務庁
		NE5	65歳以上男子の農業従事者から農業就業人口を差し引いた人	%	農業センサス	H7	農林水産省
	親子同居	NE6	60歳以上男子の農業従事者から農業就業人口を差し引いた人	%	高齢者を取りまく世帯の状況	H7	厚生統計協会
	医療充実度	NE7	65歳同居世帯の65歳以上の全世帯に占める割合	%	医療費ハナンドブック	H7	厚生統計協会
	高齢就農対策	NE8	人口10万人当医師数	%	市町村の担い手育成・確保対策	H7	農業総合研究所
			定年帰農者助成策ある市町村の割合	%	市町村の担い手育成・確保対策	H7	農業総合研究所
経済的 要因	相対農業所得	EC1	1戸当農業所得/1人当雇用者所得	%	農家経済調査報告	H6	農林水産省
		EC2	1戸当農業所得	千円	農家経済調査報告	H6	農林水産省
		EC3	1人当雇用者所得	千円	農家経済調査報告	H6	農林水産省
	農業年金	EC4	経営移継年金受給者	人	農家経済調査報告	H8	農林水産省
		EC5	65歳未満経営移継年金受給者	人	農家経済調査報告	H8	農林水産省
	厚生年金	EC6	老齢厚生年金受給権者	千人	厚生年金保険事業年報	H7	農業者年金基金
	雇用情勢	EC7	有効求人倍率	%	日本の統計	H7	社会保健庁
	他産業雇用機会	EC8	2次産業の総生産構成比	%	農家経済調査報告	H7	総務庁
		EC9	3次産業の総生産構成比	%	農家経済調査報告	H6	農林水産省
	必要資金制約	EC10	耕作目的の中田自作地価格	千円/10a	農家経済調査報告	H6	農林水産省
		EC11	耕作目的の中畑自作地価格	千円/10a	農家経済調査報告	H7	農林水産省
地域農業 構造要因	農業地域区分	RE1	都市地域の農家数	千戸	農業センサス	H7	農林水産省
		RE2	平地地域の農家数	千戸	農業センサス	H7	農林水産省
		RE3	中間地域の農家数	千戸	農業センサス	H7	農林水産省
		RE4	山間地域の農家数	千戸	農業センサス	H7	農林水産省
		RE5	都市・平地地域の農家数	千戸	農業センサス	H7	農林水産省
		RE6	中・山間地域の農家数	千戸	農業センサス	H7	農林水産省
	高齢者就農環境	RE7	野菜指定産地数	個	野菜年報	H6	農林水産省
		RE8	農業サービス事業体数	個	農業センサス	H7	農林水産省
		RE9	1戸当農業従事者（農業従事者/総農家）	人	農業センサス	H7	農林水産省
		RE10	高齢新規就農者のうち耕作就農者数	人	農業センサス	H7	農林水産省
	経営規模	RE11	経営耕地ある農家1戸当経営就農者数	a	農業センサス	H7	農林水産省
		RE12	1戸当田経営耕地面積	ha	農業センサス	H7	農林水産省
		RE13	1戸当畑経営耕地面積	ha	農業センサス	H7	農林水産省
		RE14	経営面積0.5ha未満農家数	千戸	農業センサス	H7	農林水産省
	生産力低下度	RE15	1戸当耕作放棄地面積（放棄面積/放棄農家）	ha	農業センサス	H7	農林水産省
		RE16	耕作放棄農家	千戸	農業センサス	H7	農林水産省
		RE17	耕作放棄地面積	ha	農業センサス	H7	農林水産省
	農動力不足・弱体化	RE18	60歳以下基幹従事者	千人	農業センサス	H7	農林水産省

表 5. 計測に用いた変数の概要

変数		単 位	平 均	標準偏差	最小値	最大値
D	高齢就農者数	人	308	181.5	36	877
NE1	潜在的高齢就農者数	千人	30.8	13.6	8.1	64.0
NE3	健康状態 (1人当老人福祉費)	千円	143.0	25.1	96.3	236.6
NE8	高齢就農対策ある市町村比率	%	3.2	2.1	1.3	8.8
RE8	農業サービス事業体数	個所	421.6	278.5	27	1302
R10	高齢稲作就農者数	人	420	329.3	1	1779

註：変数 NE8, 即ち, 高齢就農対策ある市町村比率は, 農業総合研究所が1994年 2 月から 4 月まで全国2714市町村を対象に実施した「担い手の育成・確保に関する市町村アンケート調査」の結果報告書である「市町村の担い手育成・確保対策」の一部である。このなかで, 「定年帰農者に対する助成策がありますか」の質問項目に対し, 選択肢は「ある」, 「直接にはないが実効策がある」, 「ない」の 3 つであった。変数 NE8 は「直接にはないが実効策がある」と答えた県別市町村比率であるが実効策の内容は不明である。ただし, 集計は県別ではなく, 『農業センサス』の区分に従い全国を14の農業地域別に集計した値を該当県に適用した。

表 6. 高齢就農の決定要因の推定結果

変数名		ポアソン回帰推定値	負の二項回帰推定値	線形回帰推定値
C	定数項	5.3621*** (236.677)	2.5661*** (5.2302)	5.666*** (17.724)
NE1	潜在的高齢就農者数	0.0212*** (91.5781)	0.0218*** (5.3579)	0.0197*** (3.9379)
NE3	健康状態	-0.006502*** (-45.038)	-0.006523*** (-2.7564)	-0.009416*** (-4.9883)
NE8	高齢就農対策	0.0512*** (48.734)	0.0474** (2.0911)	0.065*** (2.9919)
RE8	農業サービス事業体数	0.5532E-03*** (75.215)	0.5290E-03*** (4.6106)	0.6267E-03*** (3.4166)
RE10	高齢稲作就農者数	0.2577E-03*** (37.324)	0.2480E-03** (2.0843)	0.3459E-03* (1.9166)
α	overdispersion パラメータ		0.0599*** (3.3309)	
	対数尤度	-576.53	-264.299	
	adjusted R-squared			0.81
	AIC	24.8	11.5	

註：1) ポアソン回帰の計測式は (3) と (4) の式, 負の二項回帰の計測式は (12) 式, 線形回帰計測式は $\ln y = x\beta + \varepsilon$.
 2) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を示す。
 3) () 内は t 値

態』1980年 (p.178) によると, 老人福祉法に従い, 老人福祉費は, 老人医療費の支給, 老人健康診断, 老人福祉センター設置運営などに使われている。従って, この費用が多いほど健康状態の良くない高齢者が多く, 高齢就農を妨げる方向に作用すると考えられるので, 同係数の符号も理論的な期待と一致する。第3に, 高齢就農者対策のある市町村比率の係数の符号は正である。定年退職した高齢者の就農に対する実効策を持っている市町村が多いほど高齢就農が促進されるので, 正の値を得たのはもっとものことである。第4に, 農業サービス事業体数の係数の符号は正である。農作業の外部委託が可能な環境が整えられると, 高齢就農が促進されると考えられる。農業サービス事業体の数をその環境の 1 つの指標であると考ええると, この結果も整合的であると言える。第5に, 高齢稲作就

農者数の係数の符号は正である。農林統計協会『農業白書付属統計表』1998年 (p.133) によると, 就業状態が「勤務が主」から「農業が主」となった60歳以上の離職就農者の就農部門は, 稲作単一経営が62%で最も多く, 稲作が含まれると見られる複合経営の19.4%と合わせると, 80%にも達している。稲作ができることは高齢就農を促進させると考えられ, 整合的と言える。

次いで, 高齢就農に対する各説明変数の影響を定量的に考察して見る。

そのため, まず, 高齢就農者数の期待値 $E(y|x) = \exp(x\beta)$ を説明変数の一つ x_1 に関して微分し, そのパラメータ β_1 に関して整理すると,

$$\beta_1 = \frac{\partial E(y|x)}{\partial x_1} \cdot \frac{1}{E(y|x)} \quad (9)$$

となる。よって、表6の各推定パラメータは、対応する説明変数の1単位変化に起因する高齢就農者数の％変化を表す。したがって、推定パラメータに100をかけると、各説明変数の1単位変化に対し高齢就農者数が何％変化するかが分かる（註17）。

この解釈に従い、ここでは、政策変数である「高齢就農対策のある市町村比率」と、今後減少が予想される「潜在的高齢就農者数」がもたらす高齢就農者数への影響について考察する。

第1に、高齢就農対策のある市町村比率の係数は0.0474であるから、(9)式に従えば、同比率1単位（1％）の増加は、4.74％の高齢就農者数の増加をもたらす。具体的に調査対象2,714市町村の1％に当る27市町村が新たに高齢就農対策をとるようになると、各都道府県の年間平均高齢就農者数は、15人（表5から308人の4.74％にあたる）、全国47県を合わせると年間705人が増加するようになる。ただし、この対策の内容がなにかに関しては、用いたデータでは不明である。一つの例として、農政調査委員会（1997）での宮城県唐桑町のような、他産業定年退職者を対象にした野菜や花、りんごの栽培技術講座開設があげられる。具体的内容ごとに指数化できれば、より有意意味な結果が得られると考える。

第2に、潜在的高齢就農者数は今後増加よりは減少が予想される（註18）。潜在的高齢就農者数が1単位減少したとき、潜在的高齢就農者数の係数が0.0218であるので、高齢就農者数は2.18％減少する。言い換えると、潜在的高齢就農者数1単位、すなわち、1000人減少すると各都道府県の年間平均高齢就農者数は7人（表5から308人の2.18％にあたる）、全国47県の合計で言うと、年間47,000人の潜在的高齢就農者数の減少に対して、329人の高齢就農者数が減少するようになる。

6. むすび

本稿では、兼業先を定年退職した後、本格的に農業に従事する、いわゆる「高齢就農」の決定要因を定量的に明らかにするため、1995年における各都道府県の高齢就農者数の決定モデルを計測した。この際、「潜在的高齢就農者」数など高齢就農の非経済的な要因に注目した。また、高齢就農の決定要因の計測手法としては、実際の高齢就農者数が非負、かつ離散の整数であること、潜在的高齢就農者から見て非常に少ないことを考慮し、ポアソン回帰モデルを拡張した負の二項回帰モデルを用いた。得られた結果は以下の通りであ

る。

第1に、高齢就農の主な決定要因は、潜在的高齢就農者、健康状態、高齢就農対策などの非経済的な変数と、農業サービス事業体数、高齢稲作就農環境などの地域農業構造変数である。なかでも、「潜在的高齢就農者」の層の厚さと高齢就農対策は影響が大きい。

第2に、高齢就農対策をとる市町村数の比率が1単位（1％）増加すると、年間平均高齢就農者数が4.74％、全国で705人増加すること、また、年間県平均で潜在的高齢就農者数が1単位（1000人）減少すると、高齢就農者数が2.18％、7人、全国で言うと年間47,000人の潜在的高齢就農者数の減少に対して、329人の高齢就農者数が減少する。

今後、潜在的高齢就農者数の減少が予想されるものの、農業生産の相当部分を高齢労働力に頼って、さらに、高齢就農者を地域農業の担い手として積極的に位置付け、地域農業の維持・活性化につなげなければならない。本稿の結果からは、高齢就農対策が高齢就農者の就農促進に効果的であり、今後それを強化していく必要性が示唆された。また、その就農対策の対象は、地域内の他産業に従事しながら片手間で農業に携わっている中高年という潜在的高齢就農者とすべきである。ちなみに、本稿の結果は、高齢就農者個人に関する経済的な要因は就農行動にあまり影響を与えていない可能性も示唆している。

しかし、本稿では、相対農業所得、他産業就業機会、年金など経済的要因変数は、変数選択過程で有意性が低いことから排除され、これらの個別経済的な要因が高齢就農行動に及ぼす影響について、一層厳密な分析が必要であり、個票データの利用も視野に入れて、今後分析を進めていきたい。また、高齢就農要因だけではなく、より進んで高齢就農の内容、たとえば、就農日数、就農部門やその規定要因の解明も、高齢就農の支援体制の整備には欠かせない情報の一つである。今後の課題にしたい。

註1) 例えば、1995年、農林水産省が高齢者対策方法や推進体制を含む「農山漁村高齢者ビジョン」を発表した。また、農政調査会（1997）によると島根県のように、農作業軽減化のための機械施設整備などに60歳以上の高齢就農者個人に50％の補助を行っている積極的な動きもある。

2) 岡部（1998）、澤田（1999）は高齢就農の類型をこのように分類している。

3) このような性質を持つデータをカウント・データ（Count Data）と呼ばれている。カウントとは、ある

- 一定のドメイン (期間あるいは空間) のなかで、サンプルにおけるイベント (事象) が起こる数として表す。
- 4) このように繰り返された2肢選択の結果の数はカウント・データとなり、これはポアソン分布に従うこととなる。また、ポアソン分布や負の二項分布の再生性 (Additivity), すなわち、それらの分布をする変数をたして生まれた変数の分布もまたポアソン分布や負の二項分布をもつという特性によって、カウント・データはポアソン・負の二項回帰モデルによる分析が可能となる。これに関する理論的解説は Cameron and Trivedi (1998) が詳しい。また、このような考え方によるカウント・データの主な実証研究は、Chappell et al. (1990), Hellerstein (1991) などがある。
 - 5) それ以外の様々なバイアスについては、King (1988), Winkelmann (1994) を参照。
 - 6) ポアソン回帰と負の二項回帰は、カウント・データ分析の代表的な方法である。カウント・データの解析については Maddala (1983), Long (1997), Greene (1997) を参照。日本での農業経済分野での活用例としては、農林業の環境評価手法の一つであるトラベルコスト法の実用例として田中 (2000) がある。
 - 7) このとき、高齢就農者数の期待値=潜在の高齢者数 (繰り返される離散選択の回数) × 就農する確率の積と見なすことができる。したがって、人口分布などにより規定される潜在の高齢者数と、就農確率を規定する要因、たとえば、賃金率、健康状態、就農対策などをモデルに入れることができる。
 - 8) Y_k の分散 (ポアソン回帰の結果から、その残差の自乗 $[Y_k - E(Y_k)]^2 = \sigma^2$ を用いる) と平均値を図1に示した。ただし、(3) 式のように平均値の定式化の形を考慮、 $\log$ をとった。図1が示すように、平均=分散であれば細い対角線上にのらなければならない。しかし、平均値が高くなると分散がより大きくなる関係が見られる。実際、分散を平均値に単純回帰すると、 $\log \sigma^2 = -1.669 + 1.521 \log \lambda$ であり、分散が平均より速く増加することが分かる。
 - 9) この分布の誘導過程は、一般の統計学や計量経済学のテキストに解説されている。詳しくは Long (1997), Greene (1997) を参照。
 - 10) パラメータ v_k とは、(6) 式をみると、分散が平均値と比較してどのような比率で増加するかを表す指標である。図1をみるかぎり、都道府県の分散の増加状態は1次式で近似できるようなもので、都道府県別の分散の増加状態はほぼ同じであると考えられる。実際、都道府県高齢就農者数の平均が増加するとき、その分散の増加速度が都道府県別に大きく異なる積極的理由は見当たらない。もし、図1が2次あるいは3次以上の曲線状態であれば、都道府県の中2あるいは3個以上の性質が異なる母集団からの標本であり、ここでのパラメータ v_k が同じではなく、2あるいは3以上のパラメータが必要になる。
 - 11) Clark et al. (1978), 橋木・下野 (1994) は高齢者の労働供給の規定要因に関して詳しく論じているが、経済

図1. ポアソン回帰の残差の分散と高齢就農者平均値
 註: 太い直線は、Best fit line であり、細い対角線は 45° 線。

- 的な要因としては賃金率と年金等非勤労所得、非経済的な要因としては健康状態を主な要因であることを強調している。
- 12) 総務庁「日本の統計」1999年 (p. 44) によると、1995年現在、企業の78.6%が、また、常用労働者100人以上企業の91%が60歳を定年に行っている。高齢就農要因の分析に当ってこれを考慮した。
 - 13) このデータの内容に関しては、今井 (1997) を参照。
 - 14) 真継 (1985) が示したように、45歳以上の農家構成員の大都市への転出者数は少ないことと、1995年現在の定年退職年齢60歳を考慮した。
 - 15) 高齢者における個別経済的な要因、すなわち、相対農業所得、他産業雇用機会、年金などの変数は、変数選択過程で有意性が低いことから、説明変数として使用しなかった。相対農業所得、他産業雇用機会に関して、児玉 (1968) と茂野 (1989) は、農業労働所得は農業の生産構造より非農業労働市場の状態に規制され、なお、高齢者の場合、非農業就業機会が少ないことが、これらの変数の有意性が低いことを示唆していると考えられる。また、年金の場合、農林水産省「高齢農業者に関するアンケート調査結果」(1997) によると、99.2%の高齢農業者が年金を受給しており、月受給額は6万円程度で都道府県ごとにあまり差がないことが考えられる。しかしながら、農地保存目的の非経済的要因に関しては、適当な変数が見つからなく、地域ごとに一定であると想定した。
 - 16) AIC (赤池情報量基準) は線形回帰には依存しないモデル選択規準の一つである。具体的に、比較対象モデルを最尤法で推定し、 $AIC = -2 \ln(L) + 2k$ が最小になるモデルを選択する。ただし、 $\ln(L)$ は最大対数尤度、 k はパラメータの数。詳しくは森棟 (1999) を参照されたい。
 - 17) 線形回帰では $\frac{\partial E(y|x)}{\partial x_1} = \beta_1$ であるが、負の二項回帰では $\frac{\partial E(y|x)}{\partial x_1} = \beta_1 \cdot E(y|x)$ で、説明変数の限界的変化の影響はパラメータに非説明変数の期待値をかけた値をとる。これと関連し、Long (1997) は、(9) 式は、 $E(y|x)$ 、さらには、説明変数 x の水準に依存し、

x_1 のみの高齢就農者数の変化への影響に関する情報を十分に提供したとはいえないと指摘した。そこで、次のように x_1 一単位変化に対する高齢就農者数のパーセント変化による解釈を勧めている。パーセント変化とは、

$$\frac{E(y|x, x_1+1) - E(y|x, x_1)}{E(y|x, x_1)} \times 100 = [\exp(\beta_1 \times 1) - 1] \times 100$$

である。ただし、 $E(y|x, x_1)$ は x_1 の値を陽表的に表したものであり、 $E(y|x, x_1)$ は x_1 が1単位増加したときの期待値である。上記の式で見ると、 x_1 の変化の効果は、 x_1 の水準、あるいは他の説明変数の水準とは独立で、 x_1 の1単位の変化に対応した期待値の変化量を正確に把握することができると主張したが、本稿では(9)式の解釈とほぼ同じ結果が得られた。

- 18) 茂野(1992)は、次代の高齢者である昭和10年代生まれ以降の世代は、絶対数がそもそも少ないうえに、昭和1ヶタ世代と比較して農業就業のポテンシャルが低いと指摘した。

【補注】負の二項回帰モデルについて

線形回帰モデル(たとえば、 $y = \alpha + \beta x + \varepsilon$)における被説明変数 y は、連続変数でありマイナス無限大からプラス無限大まであらゆる値をとると仮定されている。これは、確率変数 ε の分布が正規分布をしており、ゆえに y も正規分布をしていると仮定しているからである。このように線形回帰モデルでは、通常、離散変数の近似として連続変数を取り扱う場合が多い。

しかしながら、その変数が確かに非負かつ離散の値をとる場合、その特性を考慮せず、あたかも連続変数のように仮定したもとで推定された結果は、当然バイアスが生じる。本稿での高齢就農者の数のように確かに負の値をとれなく、その数を実数ではなく離散の整数の値をとる場合が、このケースである。このように非負の整数で離散の値をとる被説明変数を記述する代表的手法として、ポアソン回帰モデルと、これを拡張した負の二項回帰モデルがある。負の二項回帰は、誤差項 ε の分布をガンマ分布と仮定し、また、 y の平均値を本文の(3)式のように定式化することによって、非負の整数という被説明変数 y の特性を反映させる手法である。

パラメータの推定方法であるが、負の二項回帰モデルでは最尤法という推定法を用いる。パラメータ推定法は、一般的にモーメント法と最尤法があるが、最尤法はあらかじめ分布を仮定することが必要である。線形回帰での最小自乗法によるパラメータ推定値は、 y が正規分布をするという仮定のもとで計算されたもので、 y の分布が実際正規分布であれば、最尤法によるパラメータ推計値と同じとなる。しかしながら、本稿においては y が負の二項分布をしており、最小自乗法による推定値はバイアスがあり、間違った符号をもたらすことから、最尤法という推定法を用いた。

引用文献

- [1] Cameron, A.C. and P.C. Trivedi. Regression analysis of count data, Cambridge University Press, (1998), pp. 1-10.
- [2] Chappell, W.F., M.S. Kimenyi and W.J. Mayer. "A Poisson Probability Model of Entry and Market Structure with an Application to U.S. Industries during 1972-77" Southern Economic Journal, Vol. 56 (1990), pp. 918-927.
- [3] Clark, R., J. Kreps and J. Spengler. "Economics of Aging: A Survey," Journal of Economic Literature, Vol. XVI (1978), pp. 919-962.
- [4] Greene, W.H. Econometric Analysis 3rd ed., Prentice-Hall, (1997), pp. 931-940.
- [5] Hausman, J., B.H. Hall, and Z. Griliches. "Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R & D Relationship," Econometrica, Vol. 52 (1984), pp. 909-938.
- [6] Hellerstein, D.M. "Using Count Data Models in Travel Cost Analysis with Aggregate Data," Amer. J. Agr. Econ, Vol. 73 (1991), pp. 860-867.
- [7] 今井 健「地域農業の展開における担い手の動向」、『農業構造の動向分析に関する結果報告日本農業の展開構造』、農林統計協会, 1997, pp. 110-113.
- [8] King, G. "Statistical Models for Political Science Event Counts: Bias in Conventional Procedures and Evidence for the Exponential Poisson Regression Model," American Journal of Political Science, Vol. 32 (1988), pp. 762-784.
- [9] 児玉守二「農業就業者変動の規定要因」『農業経済研究』第40巻第3号(1968), pp. 97-106.
- [10] Long, J.S. Regression Models for Categorical and Dependent Variables, (Sage Publications, 1997), pp. 217-250.
- [11] Maddala, G.S. Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge University Press, (1983), pp. 51-54.
- [12] 真継 隆「農村人口の流出要因と今後の動向」、『農業経済研究』, 第57巻第2号(1985), pp. 75-84.
- [13] 松久 勉「農家の高齢者の就業構造と高齢農家の実態」、『農業総合研究』第41巻第3号(1987), pp. 159-190.
- [14] 森棟公夫『計量経済学』東洋経済新報, 1999, pp. 142.
- [15] 農業総合研究所「市町村の担い手育成・確保対策」, 農業総合研究所, 1995.
- [16] 農政調査委員会「人口高齢化と農村集落の構造変化」, 『日本の農業』第203巻(1997), pp. 51-52.
- [17] 岡部 守「高齢婦農者が農業・農村を変える」, 『AFF』1998, 9月, pp. 10-17.
- [18] 澤田 守「兼業農家の“定年就農”の特徴と課題—90年, 95年農業センサス分析から—」(1999)(未定稿).
- [19] 茂野隆一「農家高齢者の就業行動」, 『農業経済研究』

第61巻第2号（1989），pp. 66-77.

- 〔20〕 茂野隆一「農家労働力の世代構成と就業行動」、『農業総合研究』第46巻第6号（1992），pp. 1-33.

- 〔21〕 橋木俊詔・下野恵子「高齢者の就業行動分析」『個人貯蓄とライフサイクル』，日本経済新聞社，1994，pp. 40-110.

- 〔22〕 田中裕人「トラベルコスト法による農村のレクリエーション機能の評価—京都府美山町を事例として—」『農業経済研究』第71巻第4号（2000），印刷中.

- 〔23〕 Winkelmann, R. Count Data Models, Springer-Verlag, (1994).

- 〔24〕 吉本 諭・永木正和「中山間地域における男子高齢者

農業労働力の就業変動要因」、『農林業問題研究』第33巻第1号（1997），pp. 34-42.

〈付記〉

本稿の作成に当って，ご指導いただいた稲本志良教授，二人のレフェリーの方から貴重なコメントをたくさん頂きました。また，日本語の校訂に京都大学大学院の武藤幸雄氏にご協力頂きました。記して謝意を表します。

（受理日：2000年2月19日）