

韓国の農家による農外所得への アクセスに関する考察

高安雄一

(筑波大学)

はじめに

韓国においては1990年代後半より都市と農村間の所得格差が拡大している。1994年には農家と都市雇用者の所得が概ね等しかったが、それ以降農家所得が伸び悩み、2005～2007年に農家は都市雇用者の76.3%の所得水準にとどまることとなった。この時期に農家所得が伸び悩んだ主な原因は農業所得の低迷である。農業所得は1990年代前半には実質で5.4%増加していたが、後半には1.6%の減少、2000年代には2.2%の減少となっており⁽¹⁾、その背景には輸入拡大による農産物価格の下落や投入費用の上昇がある。政府はこのような都市と農村間の所得格差拡大を緩和するため、経営規模拡大を通じて農業所得を増加させるための政策を講じているが、それに加えて農外所得源へのアクセスを促進することで農家所得の増加を図るとの取り組みにも重点を置いている。農外所得の実質増加率は直近5年間の平均で1.9%であり、同じ時期の都市雇用者世帯の所得増加率である2.6%より若干低いものの、農家の所得源としては安定した増加を示している。ただし農外所得は直近5年間の平均で農家所得の33.7%を占めているに過ぎず、農家が農外所得に十分アクセスしているとは言えない状況である。

韓国の農家が農外所得に十分にアクセスできていない要因の一つとして、農村においては農業以外の就業機会が乏しいとの点が挙げられることが多い(以下、農業以外の就業機会を「兼業機会」とする)。倉持(1994: 332)は「韓国においては、大都市周辺やいくつかの工業団地周辺を除いて、農村における安定的な兼業機会は日本に比べると大きく制約されている」としている。また深川

(2002: 41)も「兼業機会の少なさから、青壮年が脱農せざるを得ず、その結果として高齢世代世帯が増えたものの、その世帯も、兼業機会の少なさから、農業を所得源とせざるを得ない」と指摘している。

しかし韓国における農家の兼業機会が乏しいかについては、少なくとも現段階では以下の2点から疑問が残る。第一は農家にとって兼業機会の主な供給源である事業所が地方にも分布している点である。事業所の首都圏への集中度を見ると、韓国(ソウル圏)では全事業所の45.6%、雇用者数300名以上の大企業所の55.1%となっており、日本(首都圏)のそれぞれ30.5%、42.0%と比べて水準が高い⁽²⁾。ただし江原道、忠清北道、忠清南道、全羅北道、全羅南道といった比較的事业所の集中度が低い地域でも、平均して全事業所の3.6%、大企業所の2.8%が存在しており、この数値は日本の北陸地方や四国地方に近い。また比較的高集中度の高い慶尚北道と慶尚南道には平均で全事業所及び大企業所のそれぞれ6.1%が存在しており、これは中国地方に近い数値である。よって韓国の大都市以外の地域における兼業機会は、日本との比較において制約されているとまでは言えない。また韓国では道路を始めとした交通インフラが農村で整備されておらず、農家が兼業機会にアクセスできないとの指摘もある。確かに国土面積1km²当たりの道路延長を日韓で比較すると、2007年で日本が3.2kmである中、韓国は1.0kmに過ぎない。しかし韓国の道路総延長は1985年からの20年余りで5万2千kmから10万3千kmと2倍になっているなど拡充が進んでいる。また整備が遅れていた農村間の主要な道路である郡道についても舗装率が45.2%から61.4%に高まるな

ど^③、質の面でも改善している。さらに上記の道路総延長に含まれない農漁村道路については、総延長が1991年末の4万7千kmから2006年末には6万kmにこれも大幅に増加している。よって農村の交通インフラは、相当程度改善されたと考えることができる。

農家の農外所得へのアクセスを促進することは農家所得の安定のために重要な手段であるが、そのためには農家の就業状態に影響を与える要因、特に兼業選択の阻害要因を明らかにする必要がある。そして農家の兼業機会が乏しいことが兼業選択の阻害原因であれば、現在の政策を強化することが望ましく、また別の阻害要因の方が重要であれば政策の重点をそちらに移す必要がある。農家あるいは農村の雇用機会について扱った研究としては以下の2つを挙げることができる。イオンマン・ソンヘアン(2002)は、完州郡の高校生100名に対して進路に関する聞き取り調査等を行い、就業機会が限定されているため若者が農村に定着しない点を指摘した。またイソンウンほか(2003)は、住民の就業確率を雇用機会の代理変数として着目した上で、就業確率に影響を与える要因につき検証した。そして通貨危機以降の農村では、鉱工業生産額が多い地域ほど、また産業が単一的である地域ほど住民の就業確率が高くなること等を明らかにした。ただしこれらの研究はいずれも、農家の就業状態に影響を与える要因の一つである雇用機会が、どのような特性を有する地域で多いか等を明らかにしているに過ぎず、農家の就業状態に影響を与える要因を特定しているわけではない。そこで本稿では、韓国において農家の就業状態に影響を与えている要因につき、都市への近接性や地形といった地理的な条件及び産業集積など農家が居住している地域の特性(以下では「地域的な条件」とする)を中心に考察する。本稿の構成は以下のとおりである。1.では、地域的な条件の設定や分析モデルの構築など分析の枠組みを示し、2.では、データを用いて実際に分析を行った上で、その結果を解釈する。結論を先取りするならば、農家の就業状態には、地域的な条件より世帯員の人的資本がより大きな影響を有する。そこで3.では、兼業に有利な人的資本を持たないこ

とが、多くの農家が兼業を選択しない要因である点を示した上で、多くの農家でそのような人的資本を持たない理由について検証する。そして4.では本稿の結論を示す。

1. 分析の枠組み

(1) 農家の地域的な条件

分析の枠組みを示す前に、まずは分析の際に考慮する地域的な条件について特定する必要があるが、その最初の作業として地域的な条件の定義を明らかにする。定義を明らかにするに当たっては農家の労働市場へのアクセスについて考えることから始める。もし農家が全国のどの労働市場にもアクセスできるならば、同じ人的資本を有する農家世帯員の賃金は等しくなる。しかし実際にはアクセスできる労働市場は一部に過ぎず、地域的な条件によってアクセスできる労働市場が異なる。そしてアクセスできる労働市場が違えば、兼業機会にも格差が生じることから、同じ人的資本でも獲得できる賃金に差が生ずることとなる。さらにこの賃金の差により就業状態も異なったものとなる。アクセスできる労働市場を決定づける地域的な条件のひとつとして、例えば地域の産業集積度が考えられる。第二次産業や第三次産業が集積する地域では一般的に兼業機会が多い。また居住する地域に目立った産業集積がなくても、産業集積度が高い地域に近接していれば、雇用機会に恵まれていると考えることができる。そこで地域的な条件を、居住している地域にかかる特性のうち、農家の兼業機会に差を生じせしめ、ひいては同じ人的資本で得ることのできる賃金に差を生じせしめるものと定義する。次の作業は、農家と地域的な条件を結び付けることである。本来ならばそれぞれの農家単位で地域的な条件を示すことが理想であるが、利用可能なデータからそれは現実的ではないため、農家が居住する行政区域の特性をもって農家が直面する地域的な条件と見なす。なお行政区域は可能な限り下位であるほど農家にかかる地域的な条件を正確に反映するため、統計庁が公表する統計の最小単位である洞邑面レベルが望ましい^④。

行政区域の地域的な条件を客観的な数値で表すためには、単一の指標で測る方法と幾つかの指標を反映した地域類型に分け、類型別に異なった数値⁽⁵⁾を付す方法が考えられる。ただし地域的な条件は、産業集積度や都市への近接性など、様々な要素が複合しているものであるため、単一的な数値から測ることは難しい。よって原則的には地域を幾つかの類型に分けて数値を付すことが適当である。統計庁(2008)は、公式見解としてではないが、全国3,573の洞邑面を、(1)実質的に都市に区分される都市地域(都市)、(2)都市に区分される農村地域(都市型農漁村)、(3)実質的に農村に区分される都市地域(準農漁村都市)、(4)平野が多く農業従事比率が高く生活条件は普通の農村地域(農業発達平野)、(5)山間地が多く農業従事比率が高く生活条件は悪い農村地域(農業強勢山間)、(6)郊外で製造業従事比率が高く生活条件が良好な農村地域(製造業発達郊外)、(7)島で漁業従事比率が高く生活条件は悪い農村地域(漁業発達島)、(8)海岸地が多くサービス業従事比率が高く生活条件が悪い農村地域(サービス業発達海岸)の8つの類型に分類している。洞邑面を各類型に分類する際には、まずGIS都市化率⁽⁶⁾により実質的な都市と農村に分け、その後、名実ともに農村である地域⁽⁷⁾について、人口、世帯、地形、産業、生活条件の5部門から選択した20の変数によってさらに類型化している。なお都市に近接しているほど、また産業構造が農業以外の産業中心であるほど兼業機会が多いとすることができる。よってこの類型を兼業機会の多寡との側面で見ると、「都市」、「都市型農漁村」、「製造業発達郊外」では機会が多く、「農業発達平野」、「農業強勢山間」においては機会が少ないと考えることが妥当であろう。なお他の研究においても行政区域を類型化する試みがなされているが(例えばイウォンソプ 2003)、市郡レベルでしか分類されておらず洞邑面レベルのきめ細かい分類がなされていない、特定の道の邑面のみ分類している、あるいは地理的な条件のみで分類しているといった問題点がある。よって統計庁(2008)が示した類型を農家の地域的な条件と見なすこととする。

(2) モデルの構築

地域的な条件が農家の就業状態に与える影響を分析するため、農家の労働供給モデルを構築する。農家の労働供給モデルを使った研究としては、Sumner(1982)によるアメリカの農家を扱ったもの、茂野(2000)による日本の農家を扱ったもの、寶劔(2000)による中国の農家を扱ったものなどがある。そしてこれらの研究では、農家は直面する所得、時間制約の下で効用を最大化するように、世帯員が有する時間を農業、兼業あるいは余暇のいずれかに割り当てるとの仮定を置いている。すなわち意思決定の単位は農家であり、世帯員の行動は個々の属性のみならず他の世帯員の属性にも依存する。本稿でもこの仮定を置くこととするが、農家の構成については、①世帯員が経営主夫婦のみである農家(以下「夫婦農家」とする)、②世帯員が経営主夫婦と就労が可能な経営主の子が1名のみ農家⁽⁸⁾(以下「二世代農家」とする⁽⁹⁾)。また以下では特段断らない限り「経営主の子」は就労可能な子供を意味する。)の2パターンに絞る。なおここで世帯員とする場合は労働可能な農家世帯員を意味しており、①②のパターンとも就労が可能ではない家族⁽¹⁰⁾を別途含むことは排除していない。2005年の「農業センサス」によれば、農家全体に占める「夫婦農家」の比率は42.2%、「二世代農家」の比率は15.3%であるため、この2つのパターンで農家の半数以上をカバーすることができる。

モデルの構築に当たっては寶劔(2000)による夫婦農家を前提とした労働供給モデルをベースとして、夫婦に子がいる「二世代農家」も取り扱えるように拡張したモデルを構築した。ただし兼業労働に対する賃金については、人的資本や就業機会に関する変数によって変化する(寶劔 2005: 148)との変更を加えた。また寶劔(2000)は専業か兼業かを選ぶ二値選択モデルを使用しているが、本稿ではこれを三値選択モデルに変更した(兼業との選択をさらに農業を主とするか兼業を主とするか2つの選択に分けた)。農家は農家所得と各世帯員の余暇時間を選好しているとし、効用関数は(1)式のように表すこととする。なお上にバーを付している変数は各農家において所与であること

を意味し、バーを付していない変数は効用最大化に際して農家が変わることがあることを意味する。

$$U = U(Y, E_h, E_s, E_o, \bar{Z}) \quad (1)$$

ここで、Y = 農家所得、E = 余暇時間、Z = 扶養家族数⁽¹¹⁾であり、添字についてはh = 経営主、s = 配偶者、o = 経営主の子を意味する。よって「夫婦農家」については添字oの項は存在しない。また効用関数は限界効用逓減を仮定する。

次に農家所得は農業所得と農外所得により構成される。農業所得は世帯員の農業労働投入時間、世帯員の人的資本、耕地面積、施設面積によって決まり、その水準は生産関数Q(・)によって決定される。また生産関数は限界生産逓減を仮定する⁽¹²⁾。そして農外所得は賃金に兼業労働投入時間を乗じることで得られる各世帯員の農外所得の総和である。さらに各世帯員の賃金は各自の人的資本、各世帯員が直面する兼業条件、農家が直面する兼業条件により決定される。農家所得は式(2)のように表すことができる。

$$Y = Q(LA_h, LA_s, LA_o, \bar{H}_h, \bar{H}_s, \bar{H}_o, \bar{T}_1, \bar{T}_2) + \bar{w}_h(\bar{H}_h, \bar{B}_h, \bar{D}) * LN_h + \bar{w}_s(\bar{H}_s, \bar{B}_s, \bar{D}) * LN_s + \bar{w}_o(\bar{H}_o, \bar{B}_o, \bar{D}) * LN_o \quad (2)$$

ここで、LA = 農業労働時間、LN = 兼業労働時間、T₁ = 耕地面積、T₂ = 施設面積、w = 賃金、H = 人的資本、B = 世帯員が直面する兼業条件、D = 農家が直面する兼業条件である。さらに世帯員はそれぞれ(3)~(5)のような時間制約に直面している。

$$\bar{N}_h = LA_h + LN_h + E_h \quad (3)$$

$$\bar{N}_s = LA_s + LN_s + E_s \quad (4)$$

$$\bar{N}_o = LA_o + LN_o + E_o \quad (5)$$

ここで \bar{N} は労働あるいは余暇に配分可能な時間である⁽¹³⁾。したがって農家の最適化問題は、式(2)~(5)の制約の下で、式(1)を最大化することであり、(6)式のラグランジュ未定数法を用いて最適化問題を解くことで、農家の農業労働時間、兼業労働時間、余暇時間が決定される。

$$L = U(\cdot) + \lambda_1 [Q(\cdot) + \bar{w}_h(\cdot) * LN_h + \bar{w}_s(\cdot) * LN_s + \bar{w}_o(\cdot) * LN_o - Y] + \lambda_h(LA_h + LN_h + E_h - \bar{N}_h) + \lambda_s(LA_s + LN_s + E_s - \bar{N}_s) + \lambda_o(LA_o + LN_o + E_o - \bar{N}_o) \quad (6)$$

ここで λ_1 、 λ_h 、 λ_s 、 λ_o はラグランジュ乗数である。LをY、LA_j、LN_j、E_j、 λ_1 、 λ_j (j = h, s, o) に関して微分してゼロとおくことにより最適化条件を得ることができる。そして導出された最適化条件式を解くことにより、各世帯員の最適な農業労働時間、兼業労働時間、余暇時間を得ることができる。また労働供給に注目するならば、以下の農業労働供給関数、兼業労働供給関数が導出され、それぞれ、農家にとって所与である世帯員の人的資本、世帯員が直面する兼業条件、農家が直面する兼業条件、耕地面積、施設面積、扶養家族数によって決定される⁽¹⁴⁾。ただし兼業労働時間は非負であるとする。

$$LA_j = LA_j(\bar{H}_h, \bar{B}_h, \bar{H}_s, \bar{B}_s, \bar{H}_o, \bar{B}_o, \bar{D}, \bar{T}_1, \bar{T}_2, \bar{Z}) \quad j = h, s, o \quad (7)$$

$$LN_j = LN_j(\bar{H}_h, \bar{B}_h, \bar{H}_s, \bar{B}_s, \bar{H}_o, \bar{B}_o, \bar{D}, \bar{T}_1, \bar{T}_2, \bar{Z}) \quad LN_j \geq 0 \quad j = h, s, o \quad (8)$$

なお各世帯員が得ることのできる賃金は、それぞれが有する人的資本、世帯員が直面する兼業条件、農家が直面する兼業条件によって異なる。各世帯員の農業労働時間に対する兼業労働時間の比率(以下「兼業労働比率」とする)は、当該世帯員の賃金が一定の水準まではゼロである。しかし賃金が一定の水準以上になるとその高まりとともに、兼業労働比率も高まる。そこでLN_jが0から0以上となる転換点(非負条件を外した場合LN_j = 0)における賃金をw_{1j}、兼業労働比率が1となる点(LN_j = LA_j)での賃金をw_{2j}とすると、各世帯員の就業状態は以下のとおりとなる。

$$\begin{aligned} & \text{世帯員 } j \text{ が農業専業である状態} \\ & y_j = 1: \text{ if } 0 < w_j \leq w_{1j} \\ & \text{世帯員 } j \text{ が農主兼業である状態} \\ & y_j = 2: \text{ if } w_{1j} < w_j \leq w_{2j} \\ & \text{世帯員 } j \text{ が農従兼業である状態} \\ & y_j = 3: \text{ if } w_{2j} < w_j < \infty \end{aligned} \quad (9)$$

そして w_{1j} は (8) 式において $LN_j = 0$ として、 w_{2j} は (7) 式及び (8) 式において $LA_j = LN_j$ として、それぞれ解くことにより以下の誘導型で示することができる。

$$w_{1j} = g_1(\bar{H}_h, \bar{H}_s, \bar{H}_o, \bar{T}_1, \bar{T}_2, \bar{Z}) \quad (10)$$

$$w_{2j} = g_2(\bar{H}_h, \bar{H}_s, \bar{H}_o, \bar{T}_1, \bar{T}_2, \bar{Z}) \quad (11)$$

ここで g_1 は $LA_j = 0$ となる場合の w_j を示す関数、 g_2 は $LA_j = LN_j$ となる場合の w_j を示す関数であり、農家にとって所与である世帯員の人的資本、耕地面積、施設面積、扶養家族数が増加することで、 w_{1j} 及び w_{2j} の値は異なる。つまり農家ごとに直面する世帯員の人的資本、耕地面積、施設面積、扶養家族数によって w_{1j} 及び w_{2j} が決定される。

そして農家 i 世帯員 j にかかる賃金 w_{ij} の、 w_{1ij} 及び w_{2ij} との関係は、(10) 式、(11) 式、 $w_{ij}(\bar{H}_{ij}, \bar{B}_{ij}, \bar{D}_{ij})$ から βX_{ij} として線形近似することができる。ここで X_{ij} は $(\bar{H}_{ih}, \bar{H}_{is}, \bar{H}_{io}, \bar{B}_{ij}, \bar{D}_{ij}, \bar{T}_{i1}, \bar{T}_{i2}, \bar{Z}_i)$ である。また β は係数であり後にこの値を推計する。なお農家 i の世帯員 j は効用を最大化するため時間配分を行うが、その結果 w_{1ij} 及び w_{2ij} に対する w_{ij} の関係にしたがって就業状態が異なることとなる。

$$S_{ij} = \beta X_{ij} + e_{ij} \quad (12)$$

ここで S_{ij} は農家 i の世帯員 j にかかる、 w_{1ij} 及び w_{2ij} に対する w_{ij} の関係を示す関数である⁽¹⁵⁾。そして (9) 式を勘案すると、 S_{ij} の大きさによって農家 i 世帯員 j の就業状態は以下のように決まる。

$$\begin{aligned} & \text{農家 } i \text{ 世帯員 } j \text{ が農業専業} \\ & y_{ij} = 1: \quad -\infty < S_{ij} \leq k_1 \\ & \text{農家 } i \text{ 世帯員 } j \text{ が農主兼業} \\ & y_{ij} = 2: \quad k_1 < S_{ij} \leq k_2 \\ & \text{農家 } i \text{ 世帯員 } j \text{ が農従兼業} \\ & y_{ij} = 3: \quad k_2 < S_{ij} < \infty \end{aligned} \quad (13)$$

なお k_1 、 k_2 は閾値⁽¹⁶⁾ であり、 S_{ij} が k_1 を上回ると農業専業から農主兼業に、 S_{ij} が k_2 を上回ると農主兼業から農従兼業に働き方が移行する。

そして係数 β と閾値 k_1 、 k_2 を同時に推計する

ために、(12) 式の誤差項がロジスティック分布に従うと仮定した順序ロジット・モデルを利用する。順序ロジット・モデルでは確率関数は次のように表すことができる⁽¹⁷⁾。

$$\begin{aligned} \Pr(y_{ij} = 1) &= F(k_1 - \beta X_{ij}) \\ \Pr(y_{ij} = 2) &= F(k_2 - \beta X_{ij}) - F(k_1 - \beta X_{ij}) \\ \Pr(y_{ij} = 3) &= 1 - F(k_2 - \beta X_{ij}) \end{aligned} \quad (14)$$

ここで \Pr は括弧内の状態になる確率を表し、 F はロジスティック分布関数である。さらにロジスティック分布関数 F を具体的に記すと、確率関数は以下のとおり表すことができる。

$$\begin{aligned} \Pr(y_{ij} = p) &= \Pr(k_{p-1} < \beta X_{ij} + e_{ij} \leq k_p) \\ &= \frac{1}{1 + \exp(-k_p + \beta X_{ij})} - \frac{1}{1 + \exp(-k_{p-1} + \beta X_{ij})} \\ &(p = 1, 2, 3) \quad (k_0 = -\infty, k_3 = \infty) \end{aligned}$$

また係数 β と閾値 k_1 、 k_2 の推計に際しては、閾値を識別するため定数項を含めない (松浦・マッケンジー 2008: 169、北村 2008: 135)。

(3) データ

次に構築したモデルを使い実証分析を行う際に使用するデータを示す。主なデータは2005年「農業センサス」の個票から得た。まず説明変数である。農家の「耕地面積」(T_1)は、『田面積』、『畑面積』、『種苗地面積』の合計値、「施設面積」(T_2)は『施設面積合計』とする。また各世帯員の人的資本 (H_j) は、年齢と教育水準の組み合わせにより決まるとし、年齢及び年齢の二乗、そして教育水準として「中卒以下ダミー」、「高卒ダミー」、「大卒以上ダミー」を変数とした⁽¹⁸⁾。さらに世帯員が直面する兼業条件 (B) として「性別ダミー」を設定した。「扶養家族数」(Z) は15歳以下の家族あるいは在学中の家族の合計数とした。そして最後に農家が直面する兼業条件 (D) としては地域的な条件を表す指標を利用した。これは地域的な条件により農家の世帯員全員が得ることのできる兼業機会の多寡が決まるからである。そして地域的な条件を示す指標として統計庁 (2008) の区分にもとづいて8つのダミー変数を設定した。

また被説明変数である就業状況については、①農業専業である状態は『農業以外従事期間』がないと回答した場合、②農主兼業である状態は『農業以外従事期間が1ヵ月未満』以上と回答し、かつ『主従業分野』が農業であると回答した場合、③農従兼業である状態は『農業以外従事期間が1ヵ月未満』以上と回答し、かつ『主従業分野』が農業以外であると回答した場合とした。そして推定は、「夫婦農家」の経営主と配偶者、「二世代農家」の経営主、配偶者、経営主の子を対象に行う。

2. 推定結果

ここからは構築したモデルに基づき準備したデータを使用して、(12)式の係数 β を順序ロジット・モデルにより推計する。ただし推計に当たっては、経営主の年齢と配偶者の年齢は強く相関しているため、経営主（配偶者）の就業選択について推計する際には、配偶者（経営主）の年齢を説明変数から外した。また経営主の子の就業選択についても経営主の年齢を説明変数とすることから配偶者の年齢を外した。

(1) 夫婦農家

「夫婦農家」の経営主と配偶者について係数を順序ロジット・モデルによって推定した結果は表1に示したとおりであるが、以下では推計結果を解釈した上で、主な説明変数が一定の数値を示した場合について、農業専業、農主兼業、農従兼業との就業状態を選択する確率（付表1）を示す。

最初に経営主について見る。推計結果を見ると、経営主の年齢はプラスで有意、年齢の二乗はマイナスで有意であり、人的資本は年齢に対して逆U字型⁽¹⁹⁾となることが示唆された。また教育水準については高卒ダミー及び大卒ダミーがともにプラスで有意であり、かつ後者の係数が大きいことから、教育水準が高まるとともに人的資本の水準が高まることが示された。また耕地面積と施設面積はともにマイナスで有意である。そして地域ダミーは全て有意であり、地域的な条件が農家の就業選択に影響を与えていることが示唆された。

次に具体的な就業状態の選択確率であるが、第

一に地域的な条件の違いにもとづく兼業確率⁽²⁰⁾の差について見る。農家が「都市」に居住する場合、農主兼業となる確率は20.1%、農従兼業となる確率は10.7%、「都市型農漁村」の場合、それぞれ16.1%、7.8%である。また「農業発達平野」に存在する場合、農主兼業となる確率は9.1%、農従兼業となる確率は3.9%と、兼業確率が「都市」に比べて17.8%、「都市型農漁村」に比べて10.9%低い。なお「農業強勢山間」は「農業発達平野」よりは兼業確率が高い⁽²¹⁾。よって都市としての性格を有する地域については農村としての性格を有する地域と比べて兼業確率が10～20%程度高いが、農村としての性格を有する地域の中では兼業比率に大きな差が見られないことが分かる⁽²²⁾。そして兼業の質に着目するため兼業確率の中でも農従兼業確率を見ると、「都市」と「農業発達平野」の差は6.8%である。第二に人的資本を形成する年齢について見る。経営主が40歳の場合、農主兼業となる確率は27.3%、農従兼業となる確率は18.5%であるが、年齢が高まるごとに兼業比率が低くなり、60歳の場合はそれぞれ17.2%と8.5%となる。よって年齢の違いによる兼業確率の差は40歳と60歳の間で20.1%、農従兼業比率は10.0%となっている。また第三に年齢と同様に世帯員の人的資本を形成する教育水準について見る。経営主が中卒以下の場合、農主兼業となる確率は13.4%、農従兼業となる確率は6.1%であるが、教育水準が高まるごとに兼業比率が高くなり、大卒以上の場合、農主兼業となる確率は20.4%、農従兼業となる確率は10.9%となる。そして教育水準の違いによる兼業確率の差は大卒以上と中卒以下との間で11.8%、農従兼業比率については4.8%である。

なおこれら結果からは、経営主の就業状態には本人の人的資本がより大きな影響を与えるようにも見える。しかし地域的な条件を表す指標と人的資本を形成する年齢や教育水準といった指標は、それぞれ測定する単位が異なることからその影響については比較することはできない。そこで以下では、地域的な条件について有利・不利の両端にある地域に居住する経営主の兼業確率の差と、人的資本について高低の両端にある経営主の兼業確

表1 「夫婦農家」にかかる順序ロジット・モデル推定結果

変数 [レファレンスグループ]	経営主		配偶者		
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
経営主の年齢	0.147**	0.004	—	—	
経営主の年齢の二乗	-0.002**	0.000	—	—	
経営主の教育水準 [中卒以下]	高卒 0.167**	0.009	0.057**	0.010	
大卒以上	0.632**	0.016	-0.092**	0.017	
配偶者の年齢	—	—	0.184**	0.003	
配偶者の年齢の二乗	—	—	-0.002**	0.000	
配偶者の教育水準 [中卒以下]	高卒 0.238**	0.011	0.347**	0.012	
大卒以上	0.333**	0.021	0.930**	0.022	
耕作面積 (ha)	-0.341**	0.003	-0.228**	0.003	
施設面積 (ha)	-2.833**	0.036	-1.912**	0.033	
扶養家族数 (人)	0.120**	0.005	0.118**	0.005	
地域 [農業平野]	都市	1.095**	0.013	0.226**	0.014
都市型農漁村	0.744**	0.014	0.428**	0.015	
準農漁村都市	0.477**	0.022	0.301**	0.023	
農業強勢山間	0.479**	0.011	0.411**	0.011	
製造業郊外	0.401**	0.013	0.366**	0.013	
漁業発達島	1.668**	0.021	1.603**	0.020	
サービス海岸	1.302**	0.013	1.318**	0.013	
	/ 閾値: k_1	3.153		4.854	
	/ 閾値: k_2	4.465		5.749	
	尤度比検定統計量	125.230		64.683	
	サンプルサイズ	537.588		537.212	

(注) 1. 地域類型は統計庁(2008)による。
 2. **, *はそれぞれ1%, 5%水準で有意であることを示している。
 3. 尤度検定統計量は有意であり、係数がゼロであるとの棄無仮説は棄却された。
 (出所)「農業センサス」2005年調査の個票データにより筆者作成。

率の差を試算してそれらを比べることで、地域的な条件の影響の大きさに判断を加える。そして地域的な条件が有利な状態から不利な状態に変化することによる兼業確率の低下幅と比べて、人的資本が高い状態から低い状態へ変化することによる兼業確率の低下幅が大きく上回っていけば、地域的な条件の改善による効果は相対的に限定的であると考えることができる。この手法は地域的な条件を表す指標と人的資本を形成する年齢や教育水準との単位の異なった指標の影響の比較ではなく、地理的な条件と人的資本について一定の基準によって選定した両端にかかる兼業確率の比較であるので意味があるものとする。また両端にある2つの地域的な条件、2つの人的資本のグループを

比較する意味は、地域的な条件及び人的資本の変化によって兼業確率が変化する範囲を明らかにすることであり、両端に入らない地域的な条件あるいは人的資本にかかる兼業確率は、それぞれの両端により決まる範囲内に含まれることとなる⁽²³⁾。

このような試算によって地域的な条件の影響の大きさを判断するためにはまず2つの作業を行う。第一は年齢と教育水準ダミーの全ての組み合わせについて、人的資本の高低との観点から順位を付けることである。本稿では年齢と教育水準の組み合わせによって人的資本が決まるとした。人的資本の水準は計測できないものの、年齢、年齢の二乗、教育水準ダミーに、順序プロビット・モデルによって推計したそれぞれの係数を乗じた数値を

全て加えた数値を比較することで、年齢と教育水準ダミーの全ての組み合わせに対して人的資本の高低との観点から順位をつけることができる⁽²⁴⁾。このような順位づけは人的資本の両端にあるグループを定める上での一步となる。第二はどのような年齢及び教育水準の組み合わせの人的資本が両端にあるのか決めることである。「夫婦農家」における経営主の中で人的資本が最も低い年齢と教育水準の組み合わせは「96歳中卒」であるが、この組み合わせに該当する経営主は1名に過ぎない。一方、地域的な条件で最も不利な「農業発達平野」に居住する経営主は約12万人であり、「96歳中卒」との組み合わせを単独で人的資本の下端グループとして「農業発達平野」に対応させることは適当ではない。そこで幾つかの年齢と教育水準の組み合わせを、対応する人的資本の順位にしたがって「人的資本の上位グループ」及び「人的資本の下位グループ」とのグループに分類する。具体的には、まず地域的な条件に係る水準が最も高い地域、すなわち他の事情が一定であれば農家がより兼業を選択しやすい地域と、反対に最も水準が低い地域に居住する経営主の比率を求める（ここではそれぞれ $\gamma\%$ 、 $\theta\%$ とする）。そして経営主を人的資本の水準が高い順に並べて、上位 $\gamma\%$ そして下位 $\theta\%$ のグループについて、それぞれ「人的資本の上位グループ」、「人的資本の下位グループ」とする。さらに各グループにおける、人的資本の中位値に相当する年齢及び教育水準を導き出し、各グループを代表する年齢及び教育水準とする。

ここからは実際に、地域的な条件及び人的資本について、「人的資本の上位グループ」及び「人的資本の下位グループ」の兼業確率を算出する。地域的な条件にかかる水準が最も高い地域は「都市」、最も低い地域は「農業発達平野」であるが⁽²⁵⁾、夫婦農家の経営主がこれら地域に居住している比率はそれぞれ14.2%、24.9%である。そこで「人的資本の上位グループ」の人的資本の中位値に相当する年齢と教育水準を求めると、年齢が42歳、教育水準が高卒となり、「人的資本の下位グループ」は、年齢が73歳、教育水準が高卒となった。そしてこれら数値から「人的資本の上位グループ」

の兼業確率を算出すると、農主兼業が27.9%、農従兼業が19.6%となった。また同様に「人的資本の下位グループ」についても算出すると、農主兼業が6.1%、農従兼業が2.5%となった。「都市」と「農業発達平野」の兼業確率の差は17.8%、農従兼業確率の差は6.8%であるが、「人的資本の上位グループ」と「人的資本の下位グループ」の差はそれぞれ38.9%、17.1%となっており、地域的な条件が経営主の就業状態に与える影響は、両端に属する経営主の兼業確率の差の試算結果を見る限りにおいては小さく、その一方で人的資本の影響は大きいと考えることが可能である（「人的資本の上位グループ」と「人的資本の下位グループ」の人的資本の中位値にかかる年齢及び教育水準、就業状態の選択確率は表2でまとめた）。

次に配偶者についてであるが、全ての係数が有意であり、配偶者（本人）の年齢、年齢の二乗、教育水準ダミー、地域ダミー、耕作面積、施設面積について経営主の場合と同じ符号となった。また具体的な就業状態の選択確率については、地域的な条件の違いによる兼業確率の差は経営主と比べて小さかった。また「人的資本の上位グループ」と「人的資本の下位グループ」間の兼業確率の差は地域条件間の差よりも大きいとの結果となった。

(2) 二世世代農家

「二世世代農家」の経営主、配偶者、経営主の子について、係数を順序ロジット・モデルによって推計した結果は表3に示したとおりである。ほとんどの係数は有意であり、経営主及び配偶者についての係数は「夫婦農家」で推計されたものと符号が等しかった。また経営主の子に係る係数についても、自分の年齢は正、年齢の二乗は負、高卒ダミー及び大卒ダミーは正で後者が大きい、地域ダミーは有意なものについては正であるなど、経営主や配偶者と同様となった。また各就業状態を選択する確率を「夫婦農家」と同様に推計したが、「人的資本の上位グループ」と「人的資本の下位グループ」間の兼業確率の差も含めて、経営主、配偶者については「夫婦農家」の場合と大きな差がないとの結果が得られた。そこで「二世世代農家」については経営主の子の就業状態に影響を与える

表2 「人的資本の上位グループ」、「同下位グループ」の就業形態選択確率

	夫婦農家		二世代農家			
	経営主	配偶者	経営主	配偶者	経営主の子	
【就業形態選択確率】						
人的資本の 上位グループ	農業専業 (%)	52.5	63.6	59.8	71.0	34.6
	農主兼業 (%)	27.9	17.4	22.8	12.7	2.5
	農従兼業 (%)	19.6	18.9	17.4	16.3	62.9
人的資本の 下位グループ	農業専業 (%)	91.4	91.9	92.2	91.9	66.2
	農主兼業 (%)	6.1	4.6	5.3	4.1	2.4
	農従兼業 (%)	2.5	3.5	2.6	4.0	31.4
【各グループの平均値】						
人的資本の 上位グループ	年齢 (歳)	42	45	52	51	30
	教育水準	高卒	高卒	高卒	高卒	大卒
人的資本の 下位グループ	年齢 (歳)	73	76	77	71	28
	教育水準	高卒	大卒	大卒	高卒	中卒

(注) 大卒は大卒以上、中卒は中卒以下。

(出所) 「農業センサス」2005年調査の個票データにより筆者作成。

要因に焦点を絞ることとする。

全体的な特徴は、兼業確率が経営主や配偶者に比べて高い点、農主兼業確率は総じて低く、専業か農従兼業のいずれかを選択する傾向にある点である。そこで以下では農従兼業確率のみを見ることとする。まず地域的な条件である。「都市」の場合、農従兼業となる確率は54.9%、「都市型農漁村」の場合52.1%であるが、「農業発達平野」の場合41.6%、「農業強勢山間」は41.0%と10～15%程度低い。また「製造業発達郊外」における農従兼業確率が55.9%と都市と同程度に高い。そして以上から地域的な条件の違いによる農従兼業確率の差は10～15%程度であることが分かる。

年齢については経営主の子の場合はばらつきが小さいため教育水準を見ると、中卒以下の場合には農従兼業確率が28.0%であるが、大卒以上の場合には55.2%であり、27.2%の差が生じている。そして「人的資本の上位グループ」と「人的資本の下位グループ」間の農従兼業確率の差は31.5%であった。

3. 農外所得へのアクセスが容易でない理由

ここまでで韓国の農家世帯員の就業状態の選択に関して、「夫婦農家」、「二世代農家」のどの世帯員についても、地域的な条件が経営主の就業状

態に与える影響は、両端の兼業確率の差を比較する限りにおいては小さく、一方で人的資本の影響は大きいと考えることが可能である。また経営主の子については特に農従兼業確率が高いことが分かった。そして世帯員の集合体である農家にとって居住している地域はそれほど重要ではなく、兼業を選択しやすい人的資本を持つかが兼業の選択については農外所得へのアクセスにとっては重要と考えることが可能である⁽²⁶⁾。そこで以下では韓国の農家は兼業を選択しやすい人的資本を有しているのかとの点について見ることにする。

順序プロビット・モデルで推計した係数を利用して、人的資本を表す年齢及び教育水準以外の変数を平均で一定とした場合、兼業確率がある値を超える人的資本を有する世帯員について、兼業を選択しやすい人的資本を有すると定義する。順序ロジット・モデルでは、夫婦農家の経営主、配偶者、「二世代農家」の経営主、配偶者、経営主の子について推計したが、経営主及び配偶者は「夫婦農家」、経営主の子は「二世代農家」の推計にもとづき、ある値を超える兼業確率となる年齢と教育水準の組み合わせを導出した⁽²⁷⁾。そして基準となる兼業確率については、兼業している農家世帯員の比率であり平均兼業率と考えることができる26%を選択した⁽²⁸⁾。まず兼業確率が26%以上となる人的資本を有する世帯員が1人以上いる

表3 「二世代農家」にかかる順序ロジット・モデル推定結果

変数 [レファレンスグループ]	経営主		配偶者		経営主の子		
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
経営主の年齢	0.108**	0.013	—	—	0.099**	0.010	
経営主の年齢の二乗	-0.002**	0.000	—	—	-0.001**	0.000	
経営主の教育水準 [中卒以下]	高卒 大卒以上	0.240** 0.718**	0.019 0.035	-0.001 -0.240**	0.021 0.042	-0.069** -0.258**	0.018 0.036
配偶者の年齢	—	—	0.867**	0.012	—	—	
配偶者の年齢の二乗	—	—	-0.001**	0.000	—	—	
配偶者の教育水準 [中卒以下]	高卒 大卒以上	0.162** 0.198**	0.023 0.054	0.262** 1.069**	0.026 0.057	-0.101** -0.178**	0.024 0.057
経営主の子の年齢	—	—	-0.049**	0.007	0.367**	0.007	
経営主の子の年齢の二乗	—	—	0.001**	0.000	-0.005**	0.000	
経営主の子の教育水準 [中卒以下]	高卒 大卒以上	-0.042 0.137**	0.028 0.029	0.003 0.121**	0.029 0.030	0.840** 1.154**	0.024 0.025
経営主の子の性別	男性	0.026	0.016	0.026	0.017	0.172	0.014
耕作面積 (ha)	—	-0.367**	0.007	-0.240**	0.007	-0.076**	0.004
施設面積 (ha)	—	-2.944**	0.079	-2.155**	0.075	-0.305**	0.033
扶養家族数 (人)	—	0.058**	0.011	0.053**	0.012	-0.042**	0.011
地域 [農業平野]	都市	0.812**	0.025	0.154**	0.027	0.539**	0.021
	都市型農漁村	0.614**	0.029	0.309**	0.031	0.426**	0.024
	準農漁村都市	0.363**	0.039	0.270**	0.041	0.554**	0.032
	農業強勢山間	0.413**	0.026	0.320**	0.026	-0.023	0.020
	製造業郊外	0.315**	0.026	0.296**	0.027	0.577**	0.021
	漁業発達島	1.609**	0.059	1.550**	0.057	0.086	0.058
	サービス業海岸	1.291**	0.031	1.192**	0.031	0.179**	0.028
	/ 閾値: k ₁	1.343		1.215		10.223	
	/ 閾値: k ₂	2.503		1.957		10.333	
	尤度比検定統計量	23,234		11,964		12,568	
	サンプルサイズ	121,253		121,159		113,603	

(注・出所) 表1と同じ。

世帯の比率を、統計庁(2008)の地域類型別に見た結果は表4のとおりであるが、「都市」で72.8%と高く、「農業強勢山間」は46.8%、「農業発達平野」が47.3%と比較的低い。ただし農村地域でも「製造業発達郊外」、「都市型農漁村」はそれぞれ60.8%、60.0%と「都市」ほどではないが比較的高い水準と言える。つまり人的資本の視点で見ると、特に「農業強勢山間」、「農業発達平野」といった地域で人的資本に恵まれない農家が多いと考えることができる。

このように農村地域、特に「農業強勢山間」、「農

業発達平野」で、人的資本に恵まれない農家が多い理由としては、若い世代が特に農村の農家から流出していることを挙げることができる。そこでこれを数値で確認するため、洞邑面ごとに2000年から2005年にかけての5歳階級別に見た農家人口の変化(2005年は5歳年齢を加えている)を算出した⁽²⁹⁾。まず洞邑面ごとの数字を全て積み上げた全国の数値を見ると、2000年に15～19歳であった層は5年後には41.2%減少している(表5)。そして20～24歳、25～29歳も30%台の減少率となっている。ただし30歳代より年齢層が高まる

表4 兼業する確率が26%以上となる人的資本を有する世帯員が1人以上いる農家の比率 (%)

都市	72.8
都市型農漁村	60.0
準農漁村都市	64.0
農業発達平野	47.3
農業強勢山間	46.8
製造業発達郊外	60.8
全国	55.2

(注) 農家全体に対する当該農家の比率。

(出所) 「農業センサス」2005年調査の個票データにより筆者作成。

と減少率が大きく低下し、40歳代、50歳代前半は僅かながら増加に転じている。そして60歳代からは再び二ケタ減となっているが、これは特に高齢になるにしたがって死亡によるものが多くなると考えられる。そして以上から、農家人口の流出という観点では、若年層、特に20歳代までの人口流出が大きいことが分かる。また統計庁(2008)の地域類型ごとに同様に数値を見ると、「都市」⁽³⁰⁾以外は15～19歳から24～29歳までといった若年層がそれぞれ30%を超える率で減少しており、特に「農業発達平野」、「農業強勢山間」では50%前後の高率である。また「都市」においては農村に比べて若年層における減少率は小さいが、

25～29歳では30%以上減少している。つまり農家では総じて若年層が流出する構造にあると言える。なお「都市」については30歳代後半以降の比較的若い年齢層が大幅に増加するなど人的資本の還流が起こっているが、農村地域ではこのような年齢層でも流出が続いている。また韓国の進学率は1990年代から急速に高まったこともあり、若年層は高い教育水準にある可能性が高い⁽³¹⁾。よって若年層の流出はそのまま人的資本の流出につながる。

なお農村からの人口流出の要因については、世帯全体が流出する世帯流出、家族の一部が流出する単身流出が考えられるが、単身流出の圧倒的部分が10歳代、20歳代と若年層に集中している(倉持 1994: 413)。また単身流出については就学と就業が二大要因である(倉持 1994: 414)。よって2000年から2005年における若年層の大幅減は就学や就職を背景とした単身流出によるものと推察される。以上を勘案すると、農家からは就学や就業を機に若年層が大規模に流出する結果、兼業しやすい的資本が流出し、これが兼業を選択しにくい農家が多い要因、ひいては農家が農外所得にアクセスにしにくい要因となっていると言える。

表5 2000年から2005年にかけての5歳階級別農家人口の変化率 (%)

地域類型 / 年齢	15～19歳	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳
都市	-4.6	-3.9	-30.2	0.5	26.0	36.2	39.8
都市型農漁村	-36.2	-25.7	-34.9	-6.6	7.0	13.4	13.6
農業発達平野	-57.5	-49.7	-46.8	-25.1	-15.1	-8.9	-5.4
農業強勢山間	-58.5	-49.3	-42.8	-21.4	-13.7	-5.9	-2.3
製造業発達郊外	-39.3	-33.6	-42.1	-19.8	-11.4	-3.9	-0.5
全国	-41.2	-32.5	-39.5	-15.8	-4.4	2.9	6.1
地域類型 / 年齢	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	
都市	33.8	17.6	4.6	-10.9	-22.7	-35.5	
都市型農漁村	10.2	-0.1	-7.8	-17.9	-29.7	-42.3	
農業発達平野	-4.5	-9.8	-13.2	-22.6	-35.1	-47.4	
農業強勢山間	-2.3	-8.2	-12.8	-22.0	-34.5	-47.9	
製造業発達郊外	-2.2	-8.1	-12.8	-20.3	-31.2	-43.6	
全国	4.6	-3.9	-10.1	-20.1	-32.2	-44.9	

(注) 1. 年齢は2000年調査時の年齢。

2. 地域類型は統計庁(2008)による。

(出所) 「農業センサス」2000年調査、2005年調査の個票データにより筆者作成。

4. 結論

本稿では韓国において農家の就業状態に影響を与えている要因につき、労働供給モデルを構築した上で、「農業センサス」の個票データを使って検証し、農家の就業状態には農家が直面している地域的な条件は重要ではなく、その一方で世帯員の人的資本は大きな影響を与えることを明らかにした。また、兼業しやすい人的資本を欠く農家が農村地域、特に「農業発達平野」、「農業強勢山間」で多いことが、兼業を選択しない農家、ひいては農外所得にアクセスしない農家が多いことの要因であることも明らかにした。これまで韓国の農家が農外所得に十分アクセスできない要因として、農業以外の就業機会に乏しいとの点が挙げられることが多かった。本稿では、地域的な条件が農家の就業状態に影響を与える点は否定されるものではないが、兼業しやすい人的資本が乏しいことがより重要な要因である点を実証的に示した。この点で本研究は意義があるものと言える。そして以上から、農外所得へのアクセスを容易にするためには、兼業機会を提供するための政策よりは、兼業しやすい人的資本を農家が持てるようにするための政策が望ましいとの含意が得られる。さらに本稿では兼業しやすい人的資本が多く農家に存在しない理由として、特に農村地域においても若年層が農家から流出している点、また「都市」で見られるような30歳代以降の比較的若い年齢層の農家への流入が起こっていない点を指摘した。そしてこのような観点からは、特に農村地域において、若年層の農家からの流出を減らす、あるいは若い年齢層の新規就農を促進するための政策が、農外所得へのアクセスを容易にする政策の方向性を定める上でも重要である。よって具体的な政策手段を示すためには、農家から若年層が離れる理由や、「都市」において若い年齢層の農家への流入が生じている要因についての研究も重要であろう。

〈参考文献〉

(日本語文献)

- 北村行伸 2008. 『ミクロ計量経済学入門』日本評論社。
倉持和雄 1994. 『現代韓国農業構造の変動』お茶の水書房。
茂野隆一 2000. 「農業労働供給における農家世帯員の相互依存関係——労働供給モデルによる接近——」『筑波大学農林社会経済研究』17号、47-61ページ。
松浦克己・コリン マッケンジー 2008. 『ミクロ計量経済学』東洋経済新報社。
深川博史 2002. 『市場開放化の韓国経済——農家問題と環境農業への取り組み』九州大学出版会。
寶劔久俊 2000. 「中国農村における非農業就業選択・労働供給分析——河北省獲鹿県大河郷の事例を中心に——」『アジア経済』第41巻第1号、34-66ページ。
寶劔久俊 2005. 「MHTS パネルデータによる農家経営と所得分配分析」辻井博・松田芳郎・浅見敦之編著『中国農家における公正と効率』多賀出版、139-165ページ。

(韓国語文献)

- 이성우・임형백・조중구 [イソンウ・イムヒョンベク・チョジュンク] 2003. 「도시와 농촌의 고용기회 결정요인, 1995~2000」『농촌경제』第26巻第1号。
이용만・송해안 [イヨンマン・ソンヘアン] 2002. 「농외소득 증대를 위한 농촌지역 산업체 입지와 농외취업실태 분석-전북 농촌지역의 사례를 중심으로-」『사회과학논집』제18권 전주대학교 사회과학연구소, pp. 397-424。
이원섭 [イウォンソプ] 2003. 「국가자원의 지역간 차등화를 위한 지역유형 구분 방안에 관한 연구」『국토연구』第36巻 국토연구원, pp. 19-35。
통계청 [統計庁] 2008. 『농어촌 유형별 지표개발 결과 보고서』。

(英語文献)

Sumner, A. D. 1982. "The Off-Farm Labor Supply of Farmers" *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 64, pp. 499-509.

- (1) 農業所得は変動が激しいため前方3年間の移動平均値を利用している。
- (2) 統計庁「事業体総調査」(2005年調査)、総務省「平成18年事業所・企業統計調査」により算出した数値である。なおソウル圏はソウル特別市、仁川広域市、京畿道、首都圏は「事業所・企業統計調査」にしたがって、茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、山梨県とした。
- (3) 1997年末から2007年末に継続している郡の数値の単純平均値である。

- (4) 統計庁は行政区域別の統計を、市道レベル、市郡レベル、洞邑面レベルの3段階で提供している。
- (5) この場合の数値は等間隔の数値あるいは順序を表す数値ではなく単なる分類上の数値である。よって実証分析際にはダミー変数として扱うこととなる。
- (6) GIS都市化率とは、該当地域における、(都市化地域人口÷全人口)×100%で導出される。なお都市化地域とは洞邑面内の人口密度3,000人/km²である等の基礎単位区を意味する。
- (7) 名目上の都市とは洞地域、名目上の農村とは邑面地域である。
- (8) 厳密には「経営主の年齢以下の世帯員」と定義したため、弟あるいは妹である場合も含む。
- (9) 「二世帯農家」には、経営主とその父母、経営主の子が2人以上の農家も含まれるが、ここでは呼称を簡略化するため、「労働可能な構成員が夫婦と経営主の子1名の農家」のみを「二世帯農家」と記すこととした。
- (10) 労働が可能ではない農家の家族とは15歳未満あるいは在学中の者とした。
- (11) 同じ所得及び余暇であっても農家が得る効用水準は扶養家族数によって異なる。例えば扶養家族が多い場合には同じ所得であっても扶養家族が少ない場合と比較して効用水準が低下すると考えられる。そこで効用関数の形状は扶養家族数によって影響を受けると仮定した。
- (12) 加えて限界生産は単調に逓減すると仮定する。
- (13) 睡眠、食事など生命を維持するために必要な時間を除いた時間である。
- (14) 厳密には農業労働供給、兼業労働供給を決定する条件には世帯員の労働あるいは余暇に配分可能な時間が含まれる。しかし睡眠、食事など生命を維持するために必要な時間には個人差が小さく、同時に世帯員の労働あるいは余暇に配分可能な時間も個人差が小さいと考えられるため、これを農業労働供給、兼業労働供給を決定する条件から外した。
- (15) 「 w_{ij} の水準の w_{1ij} 及び w_{2ij} に対する関係」については、 w_{1ij} 及び w_{2ij} から導かれる数値から w_{ij} を引いた数値に一定の数値を乗じた数値と説明できる。ここで w_{1ij} 及び w_{2ij} から導かれる数値、また一定の数値については順序ロジット・モデルの推定過程で設定される。
- (16) 閾値は w_{1ij} 及び w_{2ij} によって決まり、順序ロジット・モデルで推計される。
- (17) 順序ロジット・モデルは、松浦・マッケンジー (2008: 168-170)、北村 (2008: 134-137) で詳細な解説がなされており、本稿ではこれらを参考にした。
- (18) 中卒以下は「無学」、「小学校卒」、「中学校卒」、高卒は「高等学校卒」、大卒以上は「専門大学卒」、「大学卒」、「大学院卒」である。なお中退の場合は一つ下位の学校の卒業と見なした。
- (19) 一定の年齢まで人的資本が上昇するがそれ以降は低下する状態を意味している。なお「夫婦農家」の経営主については他の事情が一定である場合、38歳で人的資本の水準が最高となる。
- (20) 兼業確率とは、農主兼業確率と農従兼業確率の合計値である。
- (21) 「農業強勢山間」については急傾斜地等農業に適していない環境が多く、農業生産性が低くなる可能性が高い。これによって留保賃金が下がり兼業が増えているとの解釈も可能である。よって「農業強勢山間」の結果については留意が必要である。
- (22) なお「漁業発達島」と「サービス業発達海岸」では兼業確率が高いが、この地域では半農半漁との形で漁業と兼業するケースが多いからである。これら地域については本稿の目的である第二次産業あるいは第三次産業への兼業機会といった観点からは分析対象として適当ではないため、本稿ではこの2区分については特に言及しない。
- (23) つまり両端を明らかにすることは、地域的な条件及び人的資本の変化にしたがって兼業確率がとる値の全体像を示していると言える。
- (24) 本稿で構築したモデルでは人的資本が高まるほど兼業確率が高まるとしているが、その兼業確率は順序プロビット・モデルにおいては βX_{ij} の値が上昇するほど高まる。なお βX_{ij} を構成する要素の中では、年齢、年齢の二乗、各教育水準ダミーに、順序プロビット・モデルによって推計したそれぞれの係数(すなわち β における年齢、年齢の二乗、各教育水準ダミーに関する係数)を乗じた部分のみが人的資本を反映している(人的資本は年齢と教育水準の組み合わせによって決まると仮定しているため)。そしてこの部分が高まれば、当然それを包含する βX_{ij} の値が高まり兼業確率が上昇するが、これは人的資本が高まり兼業確率が高まったと解釈できる。よって年齢、年齢の二乗、各教育水準ダミーに、順序プロビット・モデルによって推計したそれぞれの係数を乗じた数値を加えて算出した値が高いほど人的資本が高いと考えることができる。つまりこの値を比較することで、年齢と教育水準の全ての組み合わせに対して順位を付けることができる。
- (25) 「都市」は兼業確率が最も高く、「農業発達平野」は兼業確率が最も低い。
- (26) 本稿のモデルでは、農外賃金が留保賃金以下の場合に農家の世帯員が専業を選択することを前提としている。そして農外賃金が留保賃金以下となる要因を具体的に示すと、(a) 農業の労働生産性が高く留保賃金が高い、(b) 賃金が低いとの大きく2つに分

けることができ、(a)については耕地面積や施設面積が主に影響すると考えることができる。さらに(b)については(b-1)人的資本に乏しい、(b-2)世帯が直面する兼業条件、すなわち就業に関わる立地条件により人的資本に見合った仕事を見つけられず、結果として低い賃金に直面するとの理由が考えられる。そして(b-1)については年齢や教育水準、(b-2)については地理的な条件が影響すると考えられる。そのような中、2.で(b-2)の影響より(b-1)の影響が大きいことが明らかになっており、居住している地域よりも、兼業を選択しやすい人的資本を持つかが、兼業の選択については農外所得へのアクセスにとっては重要であると判断した。

(27)「夫婦農家」に属する経営主及び配偶者が最も多いことから、経営主及び配偶者に係る兼業確率は夫婦世帯における推計結果を利用した。

(28) 兼業確率が26%を超える年齢及び教育水準の組み合わせは以下のとおりである。経営主については18歳以上58歳以下の中卒以下、16歳以上60歳以下の高卒、15歳以上65歳以下の大卒（これは順序ロジッ

ト・モデルによる推計結果から導出した値であり、実際は18歳未満の高卒、22歳未満の大卒以上の者は存在しないことには注意が必要である)。配偶者については34歳以上50歳以下の中卒以下、28歳以上57歳以下の高卒、20歳以上64歳以下の大卒、経営主の子については25歳以上49歳以下の中卒以下、19歳以上54歳以下の高卒、18歳以上56歳以下の大卒。

(29) 変化率は $\frac{|(2005年における当該年齢階級+5歳の農家人口 - 2000年における当該年齢階級の農家人口)|}{2000年における当該年齢階級の農家人口} \times 100\%$ である。

(30) 統計庁(2008)では名目的な都市(洞地域)を、「都市」と「準農村都市」に分類しているが、洞地域については2000年と2005年の間で合併・分割が数多くなされ、データの接続が難しい。よって人口変化に関する分析については「都市」に「準農村都市」も含める形とした。

(31) 20歳代の農家世帯員の教育水準は大卒以上が58.0%、高卒が42.0%と、全年齢平均の大卒以上が8.3%、高卒が20.8%に比べて高い。

付表1 地域類型、年齢階級、教育水準にかかる農家世帯員の就業形態の選択確率

(%)

	就業類型	夫婦農家		二世世代農家		
		経営主	配偶者	経営主	配偶者	経営主の子
都市	専業	69.3	84.8	73.9	84.6	42.4
	農主兼業	20.1	8.4	16.1	7.4	2.7
	農従兼業	10.7	6.8	10.0	8.0	54.9
都市型農漁村	専業	76.2	82.0	77.6	82.5	45.2
	農主兼業	16.1	9.8	14.1	8.3	2.7
	農従兼業	7.8	8.2	8.3	9.2	52.1
準農漁村都市	専業	80.7	83.8	81.6	83.1	42.0
	農主兼業	13.3	8.9	11.8	8.1	2.7
	農従兼業	6.1	7.3	6.6	8.8	55.3
農業発達平野	専業	87.1	87.5	86.5	86.5	55.8
	農主兼業	9.1	7.0	8.9	6.6	2.7
	農従兼業	3.9	5.5	4.7	6.9	41.6
農業強勢山間	専業	80.7	82.3	80.9	82.4	56.3
	農主兼業	13.3	9.7	12.2	8.4	2.7
	農従兼業	6.1	8.1	6.9	9.3	41.0
製造業発達郊外	専業	81.8	82.9	82.3	82.7	41.4
	農主兼業	12.5	9.3	11.4	8.2	2.7
	農従兼業	5.7	7.8	6.3	9.1	55.9
40歳(本人)	専業	54.3	69.5	51.4	67.4	36.3
	農主兼業	27.3	15.3	25.7	13.9	2.6
	農従兼業	18.5	15.2	22.9	18.7	61.1
50歳(本人)	専業	60.4	71.9	60.8	74.3	56.5
	農主兼業	24.6	14.3	22.4	11.6	2.7
	農従兼業	15.0	13.8	16.8	14.1	40.8
60歳(本人)	専業	74.3	81.6	75.9	84.1	89.0
	農主兼業	17.2	10.0	15.0	7.6	1.0
	農従兼業	8.5	8.4	9.0	8.3	10.0
70歳(本人)	専業	88.9	92.3	89.9	92.7	99.3
	農主兼業	7.9	4.4	6.7	3.7	0.1
	農従兼業	3.3	3.3	3.4	3.6	0.7
中卒以下(本人)	専業	80.5	83.5	80.9	83.4	69.8
	農主兼業	13.4	9.0	12.2	8.0	2.3
	農従兼業	6.1	7.5	6.9	8.7	28.0
高卒(本人)	専業	77.8	78.2	76.9	79.4	49.9
	農主兼業	15.1	11.6	14.5	9.6	2.7
	農従兼業	7.2	10.2	8.6	11.0	47.4
大卒以上(本人)	専業	68.7	66.7	67.4	63.3	42.1
	農主兼業	20.4	16.4	19.5	15.1	2.7
	農従兼業	10.9	16.9	13.2	21.6	55.2

(注) 1. 各地域類型、各年齢階級、あるいは各教育水準において、その他の特性が平均値である場合の、各就業形態を選択する確率を推計している。

2. 地域類型は統計庁(2008)による。

(出所)「農業センサス」2005年調査の個票データ等により筆者作成。