

【特集論文】

農民の就業選択行動と土地経営権： 四川省・浙江省の農家ミクロデータ分析から

梶谷 懐・小原 江里香

〔キーワード〕 ハウスホルド・モデル，土地経営権（請負権），土地流動化，出稼ぎ労働，
ルイスの転換点

〔JEL 分類番号〕 O12

1. はじめに

本研究では，近年四川省および浙江省における三つの地域の農村で行った農家調査のデータを利用し，農家が出稼ぎ労働（非農業就労）を選択する要因について，主に農家の土地資源¹の分配・保有状況，および地域における土地経営権の流動化の状況に焦点をあてながら分析を行なう。調査地は，四川盆地に位置し内陸農村の特徴をもつ江油市と，チベット高地の山間部に位置する小金県，さらにはこれらの地域に比べ所得水準ははるかに高い沿海部の浙江省に位置する奉化市の農村である。このように，異なる特徴をもつ地域の状況を比較することによって，農家の土地経営権をめぐる状況が，農民の就労行動に対して持つ影響を検証することが本研究の目的である。

農家の土地経営権²をめぐる状況と，その就

業決定行動との関係に着目する意義としては，以下の2点が挙げられる。

第1に，周知のように，中国における現行の土地制度のもとで農村の土地は「集団所有」とされ，農民は「土地経営権」のみを持つ。したがって農民による土地の自由な売買は原則的に許されていない。また土地は社会保障の機能を兼ねているという考え方が根づいており（姚，2004a），土地経営権の市場を通じた流動化が阻害されやすいため，土地の効率的な利用が行われず，農村の経済発展の足枷になっていると考えられる。

第2に，以上のような問題を抱えているものの，現実に農家の土地資源保有状況は，後述するような就労選択行動への影響を通じてその所得を左右すると考えられる。したがって，両者の関係を実証的に明らかにすることは，農村の所得向上に関する重要なインプリケーションをもたらしうる。

本稿の分析において用いられるのは，四川省

1 中国の土地は用途によって，農業用地，建設用地（非農業目的で使用される土地），未使用地3種類に分類される。本稿では未使用地と建設用地を省き，農業用地のみに焦点をあてる。

2 ここでいう「土地経営権」とは，中国語で「承包権（請負権）」と呼ばれているものに対応している。農業用地の「承包権」は，改革開放後導入された農業生産責任制のもとで，集団所有制を保持したまま，土地の経営を個別の農家に請け負わせ，その権利を保障するために認め

られた概念である。その後，「承包権」については1993年行われた農地制度の見直しにより，30年間の延長が決定された。そして2003年の「農村土地承包法」の制定により，農家の土地経営権に対する法律による物権的な保護が設けられ，その貸借，譲渡などについても次第に制度的な整備が行われていった。

の小金県と江油市において、2006年と2008年にそれぞれ行われた農家調査、さらには浙江省奉化市における2009年における単年度の農家調査によって得られた農家のミクロデータである。これに加え、数回にわたって現地の行政機関の幹部や農民に対する定性的な聞き取り調査を行い、当該農村に関する状況を理解する上で参考にした。

本稿の第2節以降の構成は以下のとおりである。まず、第2節では、現代中国における農民の就労選択行動と土地資源保有に関する先行研究を整理し、第3節では研究のもとになった調査地についての状況と農家調査の概要についてまとめる。第4節では、農家の就業決定に関するハウスホールド・モデルに依拠しながら、本稿の分析の基本となる理論的な枠組みを整理する。第5節では第4節で解説した分析枠組みに基づいた計量分析を行い、その結果について整理を行う。

2. 農家の就労選択行動と土地経営権との関係についての先行研究

農村部には余剰労働力が伝統部門に膨大に存在し、この限界生産力ゼロの労働力が、生産性が高い都市の近代部門へと流出していくことを指摘したルイス (Lewis, 1954)、および農村から都市への労働力移動は、農業部門の生存賃金レベルを工業部門の期待賃金レベルが上回っている時に生じるとした、ハリスとトダロ (Harris and Todaro, 1970) の先駆的な研究以降、農村から都市への労働力移動の要因に関する実証分析が数多く行われてきた。以下では、改革開放期の中国における農家の就労選択行動と、土地経営権との関連を分析した先行研究の成果を整理する。

まず、中国農村における土地経営権の賃貸市場の発展の経緯を整理しておこう³。中国の農

村では1970年代後半に人民公社主体の集団農業体制から農業生産責任制に代表される家族営農制に移行するが、土地経営権の貸借行動もこの頃から始まり、1990年代から土地経営権賃貸市場が本格的に動き出していく。ただし、市場を通じて流動化した農地の比率は1980年代から1990年代を通して耕地面積の1～3%程度で、必ずしも広くは浸透していない。1993年に農業部が行ったサンプル調査によると、当時は全農家数の2.3%にあたる473.3万の農家が土地経営権を貸借しており、その面積は全土地面積の2.9%にあたる116万ムーだった。また1998年に農業部が8つの省で実施したサンプル調査では、土地経営権の貸借比率は3～4%程度であった (陳・韓, 2002)。

2000年以降、土地経営権賃貸市場は一部の地域で普及し始める。例えば2001年の調査では浙江省では賃貸市場への参加世帯は20.8%、貸借された土地面積は全体の13.1%にのぼる (浙江大学農業現代化と農村発展研究中心・浙江省農業庁聯合調査組, 2001)。また2008年に実施された農業部の調査によると、全国の請負耕地面積のうち8.9%が貸借されていることから⁴、土地経営権賃貸市場は2000年代初期以降緩やかに広まりつつあると考えられる。

ただし、1998年の調査結果によると、農家が土地経営権賃貸市場に参加している割合は、湖北2.16%、山西50.79%、安徽12.41%、湖南26.39%、四川25.36%、浙江33.33%と地域によりバラツキがみられる (Kung, 2002)。こうしたバラツキは、農村幹部の農村内における生産余剰最大化に対する関心の高さ、出稼ぎ労働

いる。また、農地としての取引に関しても、①農家間でやり取りする場合と②行政組織 (村民委員会や郷鎮政府) が介在する二つのケースがあるが、本稿では、①の農家間での農地のやり取り、中でも農地の実質的な賃貸行為である「転包」に焦点を当てている。詳しくは寶劔 (2010) 参照。

4 「人民日報」2009年8月2日「土地流转要充分尊重农民意愿」。

3 農村における土地の取引は、農地の非農業転用 (農転非) と、農地としての取引に大別されるが、以下では後者のケースに限定して論じて

の多寡、農村内における非農業部門の経済活動の規模、土地の割り替えの頻度などによって生じるものと考えられる（張，2002；Deininger, Jin and Rozelle, 2005；賀，2006；Shi et al., 2007）。

このような状況の中で、農家間における土地経営権の分配状況が、土地経営権の市場流通の発展を通じて、農家の就労選択行動にどのような影響を与えるのか、という点についても、盛んな先行研究が行われてきた。

2001年に中国全域12省にわたって大規模な農家調査を行なったデニンジャーら（Deininger, Jin and Rozelle, 2005）は、農家一人当たり耕地面積について、農家の郷外への出稼ぎ行動だけでなく、郷内での自営業その他の非農業就労とも負の相関を示すことを指摘している。また、厳（2005）による中国の中部地域の農村における農民の就労行動の分析においても、やはり一人当たり耕地面積は農民の郷外へに出稼ぎ行動と負の相関を持つという結論が得られている。また、本稿の調査地の一つである江油市の近隣の地域で、1993年に行なわれた調査結果を利用したクンとリー（Kung and Lee, 2001）は、土地経営権の貸借行動への参加は非農業就労の選択に対して負の影響を与えることを示している⁵。

農家の土地資源が農家の出稼ぎや非農業就労に対して負の影響を与えるというこれらの研究結果に対して、姚（2004b）は異なる見解を示している。

姚は、農家一人当たりの土地資源が出稼ぎ労働の選択確率に与える影響について、「代替効果」と「保険効果⁶」とに分解して整理している（詳しくは後述）。この二つの効果により、姚は、一人当たり請負面積と農家が出稼ぎ労働を行う確率との間に、逆U字の関係が成立するという仮説を提起し、また実証分析によってその仮説を支持する結果を導いている。また、同様の結果は、江蘇省の北東部の農村で調査を行なったフォン（Feng, 2006）でも確認されている。

一方、丸川（2010）は、われわれが用いているのと同じ四川省江油市における農家調査のデータを用いて、中国農村における土地制度と余剰労働力の存在との関係について、興味深い議論を行っている。丸川は、江油市における農家の限界労働生産性が、外部市場における賃金を大幅に下回っていることを示し、それにもかかわらず農業を続ける世帯が多いのは、各農家が農業労働従事者だけではなく、土地（経営権）保有者としての側面も併せ持つからだ、と主張している。

農家のミクロ的な最適行動を分析したハウスホールド・モデルが示唆するように、小規模経営農家の農業収入には、労働に対する報酬としての「労賃」のほかに、「地代」としての収入も含まれているはずである。もし、土地経営権について外部の流通市場が存在すれば、非農業就労を行う際にも土地を限界生産性に等しい地代で貸し出すことができる。しかし、土地の流通市場が非常に未発達な状態のもとでは、農家が出稼ぎによって離村する場合、それまで得ていた地代収入を放棄せざるを得ない。

このような状況の下では、たとえ農業の限界労働生産性が外部の労賃を大きく下回っていたとしても、地代としての収入が十分に大きなものであれば、農家は耕作していた土地を手放してまで出稼ぎに行くことはないと考えられる。

5 本節で紹介した先行研究並びに本稿の研究はいずれも、調査地域における土地取引の状況を外生変数として扱っている。しかし、Kung（2002）のように、農村における土地取引の状況が、家計に占める非農業収入の割合や、一人当たり耕地面積によって影響を受ける内生変数として扱う研究も存在する。クンによれば、農家一人当たりの耕地面積の拡大は、出稼ぎへの負の影響を通じて、家計に占める非農業収入の割合を引き下げる。その結果、土地経営権の市場取引は不活発になる。逆に一人当たりの耕地面積が狭いと、家計に占める非農業収入の割合が高くなり、土地経営権の賃貸市場が活発化する。

6 姚の研究では「収入効果」という表現が用いられている。

丸川は、このような分析を通じて、蔡（2008）に代表される、中国農村はすでにルイスの転換点を迎えており、農村における余剰労働力⁷は枯渇しつつあるという、近年盛んに唱えられるようになった議論に対して疑問を投げかけている。

ただし、このようなハウスホールド・モデルを前提した分析から導き出される農家の土地経営資源の保有状況と就労選択行動との関係は、個々の農民が世帯の中に占める地位、より具体的には世帯主またはその配偶者と、それ以外の成員との間では大きく異なっているはずである。本稿の第4節以下では、この点を考慮して理論的な考察を行い、それに基づいた実証分析を行う。

3. 調査地の概要について

3.1 調査地概要

本節では、本研究が使用するミクロデータを収集した調査地の経済発展状況や農業、および労働力移動に関する状況を概観する。

まず、四川省の二つの農村についてみておこう。小金県と江油市は同じ四川省に属するとはいえ、農業条件が全く異なっている。江油市は総人口87.48万人（農村戸籍者数63.5万人）で、四川盆地に位置し、農村部には畑や水田が多い。稲作が可能で幹線道路が通っていることから、比較的発展した農村である。主要な栽培作物は小麦、水稻、ナタネで、1人当たり耕地面積は1ムー（6.67アール）以下である。次に小金県は総人口7.8万人で（農業人口6万人）、人口の約5割をチベット族が占める。チベット高地の山間地に位置し、水田はないものの周辺の山間部の開発余地が大きいために1世帯当たりの耕地面積は13.3アールと江油市よりも広い。主にトウモロコシ、大豆、小麦を栽培している。出稼ぎ先については、江油市の農村労働力の約6

割が北京（建築業）、新疆（綿摘み）、広州などの省外、約3割が江油市内での非農業就労、約1割が成都、綿陽、広元などの四川省内の比較的大規模な都市に行くケースが多い⁸。また小金県の農村労働力の出稼ぎ先は、主に小金県が属する阿坝州内で、主に道路工事などに従事する者が多い⁹。

一方奉化市は、行政的には浙江省寧波市に属する人口は約48万人の県レベルの市である。耕地以外に山林資源が豊富で森林覆蓋率が60%を超えるほか、海にも面しているため牡蠣などの養殖も盛んで、農村の一人当たり収入も後でみるように四川省の二地域を大きく上回っている。また、GDPの産業構成でも奉化市全体では第二次・第三次産業がそれぞれ51%と40%を占め、第一次産業は9%に過ぎないなど、四川省の農村よりもかなり進んだ経済の発展段階にあるといつてよい（寶劍，2010）。調査を行った農村でも、養殖業や園芸農業によって豊かな収入を得ている農家が多く、このような農家を中心に土地の集約的な経営が行われている。そのため、労働力不足を解消するため、内陸部などから出稼ぎに来た農業労働者を雇って農業経営を行う農家も多い。このため、市内のいくつかの村では戸籍人口を常住人口が上回る（人口の純流入が生じている）という、内陸部の農村とは正反対の現象が生じている。

表1は、調査を行った三地域について人口、労働力人口、一人当たり平均収入、耕地面積などの基本的なデータを示している。ただし、村データをそのまま用いているため、労働力人口には長期にわたって離村し、非農業就労に従事している労働力も含まれている。ここで目に付くのが、地域間における一人当たり平均収入の大きな格差である。貧しい山間の農村が多い小金では各行政村の一人当たり平均年収（純収入）

7 ここで、「余剰労働力が存在する状態」とは、農業の労働限界生産性が生存水準（＝賃金）を下回った状態にあることを意味している。

8 2007年9月に江油市における聞き取り調査より。

9 2006年9月に小金県における聞き取り調査より。

表1 調査対象農村の概要

小金県（2007年）		総戸数	戸籍人口	農村労働力	総耕地面積(ムー)	一人当たり総収入
新橋郷	A村	219	1128	600	1080	1406.1
新橋郷	B村	195	867	367	1053	2281.7
撫辺郷	C村	87	389	260	457	3309.2
撫辺郷	D村	143	628	350	1366	2307.5
沙竜郷	E村	117	570	350	1735	1963.5
沙竜郷	F村	124	551	360	1526	2047.3
江油市（2007年）		総戸数	戸籍人口	農村労働力	総耕地面積(ムー)	一人当たり総収入
河口鎮	A村	320	1041	628	957	6323.4
河口鎮	B村	463	1584	1045	1680	6161.6
銅星鎮	C村	540	1804	900	2000	4409.0
銅星鎮	D村	280	967	750	1350	5741.1
新春郷	E村	338	1125	700	1347	4513.3
新春郷	F村	323	1126	711	1395	6215.7
彰明郷	G村	440	1479	1100	589	4038.5
奉化市（2008年）		総戸数	戸籍人口	農村労働力	総耕地面積(ムー)	一人当たり総収入
尚田鎮	A村	412	1187	650	651	14373.0
尚田鎮	B村	111	312	276	241	17989.6
尚田鎮	C村	510	1508	900	1219	9832.3
尚田鎮	D村	172	482	278	395	10741.2
尚田鎮	E村	575	1320	810	1076	17932.6
莚湖鎮	F村	145	366	207	241	29527.5
莚湖鎮	G村	650	1335	1232	1036	10534.2
莚湖鎮	H村	251	757	450	823	17035.3
莚湖鎮	I村	205	520	346	540	21733.2
莚湖鎮	J村	204	481	373	400	23151.7
蕭王廟	K村	120	380	276	410	9135.5
蕭王廟	L村	226	619	420	523	24996.6
蕭王廟	M村	131	366	226	387	10877.3
蕭王廟	N村	184	555	316	523	20093.5
蕭王廟	O村	267	758	588	560	18022.2

（出所）四川省，浙江省における行政村調査，および農家調査の結果より。

（注）一人当たり収入は農家調査の結果より，調査対象家計の村ごとの合計収入／村の合計戸籍人口，として推計した。

はおおよそ2千元から3千元までの範囲，平野部に位置し比較的農業条件に恵まれた江油ではおおよそ4千元から6千元までの範囲にあるのに対し，第二次，三次産業の発達した奉化ではほとんどの農村で平均年収が1万元を超えており，半数以上は2万元前後と，江油の3倍から5倍，小金の6倍から10倍の年収を得ていることが，この表からも伺える。

3.2 農家調査について

以下の分析で用いられる農家マイクロデータは，いずれも文部科学省科学研究費の基盤研究プロジェクトの予算を利用して実施された¹⁰。

10 四川省小金県，江油市については，平成17年度－19年度基盤研究（A）[中国内陸部農村住民の生産・消費行動のマイクロ分析]，研究代表者：陳光輝神戸大学教授，浙江省奉化市については平成20年度－23年度基盤研究（A）「中国におけ

調査に際しては、日本側の研究チームが作成した調査票を、現地の協力機関（小金・江油は四川省社会科学院，奉化は浙江大学公共管理学院）に委託し，それらの機関が現地の調査員を動員して対象地の農家を訪問し，調査項目を口頭で質問するという方法がとられた。

調査地の選択方法について，四川においては調査協力機関である四川省社会科学院に全面的に委ねられた¹¹。両地域とも県—郷—村—世帯という多段抽出法が採用されているが，その抽出方法は二つの地域において同一ではない。また，県—郷—村—世帯という多段抽出法のうち，全ての段階において調査委託先の判断に基づく有意抽出が行われており，無作為抽出は行われていない。そのため，調査農家の当該地域における代表性に関してはやや問題があるといわざるを得ない¹²。

四川の二つの地域では，2005年から2007年までの三期間にわたって調査が行われたが，そのうち2005年と2007年の調査データを用いてパネルデータを構築し，分析に用いた。パネル調査の対象となった世帯数は，江油市では2005年が205戸，2007年が206戸，小金県では2005年が141戸，2007年が158戸であった。ただし，江油市で64戸，小金市で31戸が転居などの理由で追跡調査できなかったため，2007年には調査対象として一部を代替農家として追加している。

奉化市においては，市内の三つの郷鎮・街道から各5つの行政村を選び出し，各行政村から10戸の農家を抽出するというやり方を通じて，合計450戸の農家に対してアンケート調査を行った。行政村の選定に関しては調査委託先の

意向が反映されているが，行政村内での農家の抽出に関しては，事前に入手した村民の名簿を利用して無作為抽出を行っている。

4. 農家の土地資源と就労選択行動との関係について

第2節で述べたように，姚は，農家の土地資源が出稼ぎ労働の選択確率に与える影響を，「保険効果」と「代替効果」とに分解して整理を行っている（理論モデルの詳細については補論を参照のこと）。確認しておく，農家の一人当たり土地資源の増加は，非農業就労や出稼ぎ労働を一方では促進し，一方では阻害する効果を持つ。前者は，土地資源の増加が，農民が離農，離村した場合に得られる賃貸／売却収入の上昇を通じて，非農業就労や出稼ぎに伴うリスクを軽減させ，それを促進させるという効果（「保険効果」）である。ただし，理論モデルによれば，この保険効果は，一人あたりの土地資源量が増加するほど逓減していく。

後者は，農村にとどまった場合の留保所得が増大することを通じ，出稼ぎ労働や非農就労に対し負のインセンティブを与える効果である（代替効果）。十分に競争的な土地レンタル市場を仮定した場合，土地を他人に貸し出すか，自分で耕作するかは無差別になるため，土地の貸出を行っている農家にとってはこの効果はゼロに等しい。ただし，土地の借り入れを行っているか自給自足的な耕作を行っている農民にとっては，土地の限界生産性は限界地代を上回るので，代替効果は負になると考えられる。

以上のような，土地資源保有量と農民の就労行動との関係をまとめると以下ようになる。土地の借り入れを行っている，もしくは自給自足型の農民にとっては，保有する土地資源が少ない時には，保険効果が代替効果を上回るため，土地資源が増えることにより出稼ぎが促進される。しかし，保有する土地資源が一定量を上回ると，代替効果が保険効果を上回り，土地資源の増加は出稼ぎに対し負の影響を与える。すなわち，農民の土地資源と出稼ぎの間には，逆U

る農村都市化の実証研究—企業・土地・労働力の集積と地方政府」，研究代表者：加藤弘之神戸大学教授。

11 調査対象者の回答は調査員によって調査票に記入された。調査範囲は，小金県では3箇所の郷鎮（それぞれ2箇所の村），江油市では4箇所の郷鎮（それぞれ2箇所か1箇所の村）を含む。

12 四川での調査方法について，詳しくは星野（2008）を参照のこと。

表2 調査地における土地流動化の状況

年度	小金県		江油市		奉化市
	2005	2007	2005	2007	2008
総世帯数	141	158	205	206	451
貸出を行っている世帯（戸，％）	10(7.1)	16(10.1)	10(4.9)	23(11.2)	184(40.8)
うち有償（戸，％）	3(2.1)	6(3.8)	2(1.0)	2(1.0)	133(29.5)
借入を行っている世帯（戸，％）	22(15.6)	31(19.6)	71(34.6)	88(42.7)	123(27.3)
うち有償（戸，％）	12(8.5)	14(8.9)	12(5.9)	12(5.8)	82(18.2)
貸出面積／請負面積（％）	4.3	6.3	3.0	6.7	34.1
借入面積／請負面積（％）	6.0	10.1	28.6	41.3	86.4
平均貸出地代（元／ムー）	—	—	—	—	389.7
平均借入地代（元／ムー）	82.0	84.9	81.7	106.6	322.7

(注) 1) 耕地面積などの数字はいずれも調査対象となった世帯に関するものである。

2) 貸出／借入面積比率は、貸出・借入が行われている耕地の、それぞれの地域における総請負面積に占める割合を示したものの。

3) 「平均貸出／転借入地代」は、実際に転包出／転包入を行っている農家が申告した地代収入／支出の平均値として求めた。

4) 四川の平均貸出地代のデータは信頼性が著しく低いとため、省略した。

字型の関係が存在することになる。ただし、土地を貸し出している農民にとっては代替効果が存在しないため、土地資源保有量の増加による保険効果のみが働き、土地資源の大きさと出稼ぎ行動との間には正の相関が存在する。

しかし、以上のような、一般的な考察を実際の中国農村に当てはめる場合には、いくつかの点に注意する必要がある。一つ目の問題点は、現在の中国において、土地経営権の賃貸市場¹³の発展が極めて不十分だと考えられることである。表2は、調査を実施した農村における土地の流動化をめぐる状況をまとめたものである。

小金や江油では、まず農地の貸借を行っている農家の割合自体が低く¹⁴、また、その中で有償貸出／借入を行っている農家の比率は非常に低く、ほとんどの場合無償か非常に低い賃貸料で親戚などに耕作を委託するケースが多いと考えられる。一方、奉化市の場合も、四川よりは

活発に土地の有償賃貸が行われているものの、その地代の水準はたかだか年間で1ムーあたり数百元のレベルにしか過ぎず、標準的な播種農業を行った場合の土地の限界生産性と比較しても、かなり低めに評価されていると考えられる。

このように、土地の外部市場を通じた流動化が未発達、あるいはそこでの価格が制度的な要因などにより著しく低く抑えられている場合には、土地経営権を市場で評価した場合の「資産」価値が大きく低下するため、上記モデルで想定したような、離村のリスクを軽減させる保険効果が働かなくなると考えられる。そして、レンタル料からコストを引いたものが土地の限界生産性（主体地代）を大きく下回るため、耕作を行っている土地の広さや生産性に応じて代替効果が働くことが予想される。すなわち、土地の流動化が不完全な場合には、一人当たり耕地面積が多くなるほど、土地を手放さなければならぬような非農業就労には負の影響を与えるものと考えられる。

もう一つの問題点は、上記のモデルでは世帯の収入最大化の問題化と個人の行動とが厳密に区別されておらず、非農業就労する場合には、必ず個人に割り当てられた土地を手放さなければ

13 ここでいう「土地経営権の貸借」とは、農家が自分が村などから請け負っている土地を、一定の地代を徴収するなどして第三者に再度請け負わせる「転包」という行為を指している。

14 例外的に、江油では土地の借り入れを行っている農家の比率は比較的高くなっている。

ばならない、という仮定がおかれている点である。しかし実際には、離村する際に土地を外部の市場で処分するのではなく、家族内で残ったメンバーがそれを耕作する、というケースが圧倒的に多いと考えられる。

そして、その場合の各農家の行動パターンは、上記のモデルの場合とは大きく異なってくる。第一に、出稼ぎ先での就労がたとえうまくいかなかったとしても、その場合はまた出身地農村に戻ってくればよい。この場合は、家族のうちの誰かが引き続き農業に従事しているという事実が、出稼ぎや非農業就労に伴うリスクに対する保険を提供しているものと理解できよう。

また第二に、土地経営権のもつ「代替効果」も、残った家族が耕作を行うケースではほとんど働かないものと思われる。このことは、農村に残った家族が耕作を行う場合、出稼ぎに行く農民は、世帯内の市場において自分に割り当てられた土地を処分している、と解釈すれば明確になるだろう。このような世帯内市場で土地を処分するのであれば、外部市場を利用する際のような取引コストや、限界生産性と地代とのギャップによる損失も存在しない、したがって、出稼ぎ行動に負の影響を与える「代替効果」も存在しないはずだからである。

しかし、世帯内で土地を請負、農業を続けるか否かの決定権を握った個人（多くの場合は世帯主）の場合は、彼（女）らが現在耕作している土地はその広さや生産性に応じて、その就労選択行動に強い影響を及ぼすと考えられる。彼（女）らが非農業就労を行う際には外部の土地市場を利用しなければならないため、その市場が不完全な状況下では、上記に指摘したような代替効果に直面すると考えざるを得ないからである。

以上の考察から、本稿では、土地流動化と農家の就労選択に関する以下の三つの仮説について考えることにする。

仮説1：土地経営権の賃貸市場が機能しており、農家個人の就労選択に対する「代替効果」

と「保険効果」の双方が働くため、個人の非農業就労行動は一人当たり土地資源に対し逆U字型の関係を示す。

仮説2：土地経営権の賃貸市場は機能していないため「保険効果」は働かず、逆に「代替効果」のみが働き、個人の非農業就労行動は一人当たり土地資源に対し負の相関関係を示す。

仮説3：土地経営権の賃貸市場は機能しておらず、世帯主とその配偶者は、土地の「代替効果」の影響を受けるため、その非農業就労行動は一人当たり土地資源に対し負の相関を示す。しかし、世帯主夫妻以外の世帯構成員についてはそのような相関はみられない。

次節では、これらの仮説をそれぞれの地域について検討していくことにする。

5. 推定式・変数の説明と推定結果：

前節の仮説を検証するため、農民の就業決定に関する推計式を以下のように定式化する。

$$M_{it} = \alpha + \beta_1 land_{jt} + \beta_2 d_{it} * land_{jt} + \beta_3 land_{jt}^2 + \beta_4 X_{it} + \beta_5 H_{jt} + \beta_6 V_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

推定式における各変数の定義は以下の通りである。

M_{it} ； 農民 i の t 期における就業行動決定を表すダミー変数（非農業就労あるいは長期離村行動を選択している場合は 1 とする）

α ； 定数項

$land_{jt}$ ； 家計 j の t 期における一人当たり耕作面積

d_{it} ； 世帯主ダミー（世帯主およびその配偶者を 1 とするダミー変数）

X_{it} ； 農民個人の属性を表す変数（年齢、教育年数、性別、民族、標準語能力の有無）

H_{jt} ； 家計 j の属性を表す変数（世帯人口）

V_{it} ； 村レベルの条件の違いを表す変数（村全体の平均所得¹⁵⁾

μ_i ； 農家個人の個別効果

ε_{it} ； 誤差項

姚（2004b）では、土地経営資源を示す変数として一人当たり請負面積が用いられていたが、本研究では、土地資源の指標として、一人当たり耕地面積を用いている。説明変数に一人当たり請負面積ではなく耕地面積を用いることは、変数に内生性の問題が生じる可能性がある反面¹⁶、より実際の農家の経営状態を反映した分析が行えるというメリットがある。特に、競争的な土地レンタル市場が存在しない状況の下では、前節で述べた土地資源保有の「代替効果」は、一人当たり請負面積には充分反映されないと考えられる。

また、耕地面積の二乗項を加えているのは、上記の仮説1を検証するためである。さらに、「世帯主夫妻ダミー」と一人当たり耕地面積との交差項を加えることによって、上記の仮説3の成否を検証することができると考えられる。上記式において $(\beta_1 + \beta_2)$ が負であれば、仮説3が示すとおり世帯主夫妻には土地資産が持つ代替効果が働いて、非農業就労にマイナスの影響を与えていることが示されるからである。

対象は調査を行った農家のうち、16歳以上60歳以下の労働人口のみを対象とした¹⁷。農村においては60歳を超えても農業労働に従事するケースが一般的ではあるが、この研究の目的はあくまでも非農業就労の決定要因を明らかにするものなので、非農業就労の機会が著しく低下

すると考えられる61歳以上の世帯成員は分析に含めなかった。また、被説明変数として、わずかでも非農業就労による収入があるものを1とする「非農業就労ダミー」と、同一郷鎮以外で300日以上非農業就労に従事するものを1とする「長期出稼ぎダミー」の二種類を用いた。分析に用いた変数についての記述統計量は表3の通りである。

上述の推定式の推定にあたっては、経済状況あるいは農業の生産性などについて地域ごとに大きな差異が存在することが予想されるため、分散不均一の問題を考慮して、それぞれの地域ごとに独立した推計を行った。同一世帯について複数年次のデータが入手可能な小金・江油の二地域に関しては、2005年および2007年のデータ¹⁸についてパネル・ロジット分析を行った¹⁹が、奉化ではクロスセクションのデータで通常のロジット分析を行った。推定結果については表4の通りである。

最初に、本推計の主要な目的である、土地の保有状況と非農業就労・出稼ぎ行動との関係を表した変数（一人当たり耕地面積およびその二乗、一人当たり耕地面積×世帯主夫妻ダミー）について地域ごとに見てみよう。まず、小金のケースでは、いずれの推計についても、一人当たり耕地面積は非農業就労および出稼ぎに対して負の相関を示している一方、一人当たり耕地面積の二乗および一人当たり耕地面積×世帯主

15 このほか村レベルの初期条件を表す変数として、村の県域からの距離、および時間なども加えて推計を行ったが、いずれの場合も有意には働かなかったため、最終的には説明変数のリストの中から除外した。

16 ある世帯の一人当たり耕地面積は、各世帯構成員（特に世帯主夫妻）の出稼ぎ・非農業就労の有無によって影響を受けている可能性がある。この点に関する検証ならびに対処方法についての考察は、今後の課題としたい。

17 より厳密には 16歳以上60歳以下で、かつ16歳以上でも就学中ではない世帯成員のみを対象とした。

18 2005年の世帯データのうち、2007年には欠落しているものも多く、また2007年の調査で新たに付け加わった世帯も存在している。このパネルデータの不完備性から生じる推計バイアスについては、本稿では特に修正を行っていない。

19 パネルデータを用いたロジット分析については北村（2005）を参考にした。本研究のパネル分析では変量効果モデルを用いている。固定効果モデルを採用しなかったのは、時間により不変な重要な変数がいくつか抜け落ちてしまうこと、および自由度が低くなりすぎて安定した結果が得られないことによる。なお、全ての推定のケースについてハウスマンテストを実施したが、いずれの場合も変量効果モデルのほうが望ましいという帰無仮説を棄却できなかった。

表3 各変数の記述統計量

小金県	平均	標準偏差	最小値	最大値
非農業就労ダミー	0.35	0.48	0	1
長期離村ダミー	0.15	0.36	0	1
世帯主ダミー	0.28	0.45	0	1
世帯主配偶者ダミー	0.27	0.45	0	1
女性ダミー	0.47	0.50	0	1
標準語ダミー	0.75	0.43	0	1
少数民族ダミー	0.51	0.50	0	1
年齢	35.96	12.09	16	60
教育年数	5.44	3.47	0	15
一人当たり耕地面積（ムー）	1.50	0.84	0	6.33
世帯成員数	4.95	1.74	1	15
世帯内の子ども比率	0.19	0.18	0	0.67
村平均総収入（元）	1348.4	574.1	621.0	2709.7
江油市	平均	標準偏差	最小値	最大値
非農業就労ダミー	0.52	0.50	0	1
長期離村ダミー	0.28	0.45	0	1
世帯主ダミー	0.30	0.46	0	1
世帯主配偶者ダミー	0.30	0.46	0	1
女性ダミー	0.49	0.50	0	1
標準語ダミー	0.55	0.50	0	1
年齢	39.59	12.23	16	60
教育年数	6.51	3.80	0	16
一人当たり耕地面積（ムー）	1.39	0.90	0	6
世帯成員数	4.23	1.38	2	11
世帯内の子ども比率	0.12	0.12	0	0.5
村平均総収入（元）	3261.7	918.0	2098.5	5276.8
奉化市	平均	標準偏差	最小値	最大値
非農業就労ダミー	0.61	0.49	0	1
長期離村ダミー	0.10	0.30	0	1
世帯主ダミー	0.29	0.46	0	1
世帯主配偶者ダミー	0.30	0.46	0	1
女性ダミー	0.49	0.50	0	1
年齢	41.05	12.81	16	60
教育年数	8.59	5.72	0	155
一人当たり耕地面積（ムー）	0.48	0.96	0	15.25
世帯成員数	3.82	1.32	1	8
世帯内の子ども比率	0.08	0.12	0	0.5
村平均総収入（元）	22159.3	9434.0	9976.8	39798.9

（出所）四川省、浙江省における農家調査の結果より。

（注）1）「一人当たり耕作面積」は、播種農業（果樹園を含まない）の総耕地面積を、各世帯の総人口で除して求めた。

2）「村平均総収入」は、調査世帯の総収入の村ごとの合計を、村における常住人口の合計で除して求めた。

3）「標準語ダミー」は、「標準語能力に問題があるか」という質問に「はい」と回答した場合を1に、その他の場合を0とした。奉化では標準語能力の不足が問題になるケースはほぼないと考えられるため、この変数は含めていない。

4）「少数民族ダミー」は、小金の場合のみ説明変数に加えている。

5）「教育年数」は、小金と江油では就学年数をそのまま尋ねているが、奉化では、「文化程度」を尋ね、「小学校」「初級中学校」などの選択肢の中から回答しているものを、就学年数に換算して用いた。

表 4 農家の就労選択行動
小金県

従属変数	(1) 非農業就労	(2) 非農業就労	(3) 非農業就労	(4) 長期離村	(5) 長期離村	(6) 長期離村
定数項	3.115 (2.35)	3.240 (2.36)	3.080 (2.36)	14.807** (5.89)	15.190** (5.99)	14.714** (5.94)
村平均所得	-0.294 (0.28)	-0.29 (0.28)	-0.297 (0.28)	-1.971*** (0.72)	-1.947*** (0.73)	-1.944*** (0.73)
一人当たり耕地面積	-0.424*** (0.14)	-0.647* (0.36)	-0.383** (0.19)	-0.601* (0.31)	-1.423* (0.84)	-0.707* (0.40)
一人当たり耕地面積 (二乗)		0.056 (0.08)			0.206 (0.19)	
一人当たり耕地面積 *世帯主夫妻ダミー			-0.081 (0.25)			0.275 (0.57)
年齢	-0.012 (0.07)	-0.011 (0.07)	-0.013 (0.07)	-0.069 (0.15)	-0.065 (0.16)	-0.062 (0.15)
年齢(二乗)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)
教育年数	0.201*** (0.04)	0.202*** (0.04)	0.201*** (0.04)	0.243*** (0.09)	0.249*** (0.09)	0.244*** (0.09)
世帯人口	-0.272*** (0.08)	-0.271*** (0.08)	-0.270*** (0.08)	-0.526** (0.22)	-0.533** (0.23)	-0.533** (0.23)
子供比率	0.476 (0.70)	0.474 (0.70)	0.467 (0.70)	0.144 (1.59)	0.167 (1.62)	0.167 (1.59)
世帯主夫婦ダミー	-0.304 (0.33)	-0.312 (0.33)	-0.185 (0.50)	-0.889 (0.81)	-0.921 (0.82)	-1.276 (1.15)
女性ダミー	-1.430*** (0.24)	-1.430*** (0.24)	-1.427*** (0.24)	-1.612*** (0.61)	-1.648*** (0.62)	-1.604*** (0.62)
少数民族ダミー	0.500** (0.22)	0.489** (0.22)	0.504** (0.22)	0.364 (0.47)	0.316 (0.48)	0.35 (0.47)
標準語ダミー	-0.568** (0.25)	-0.570** (0.25)	-0.568** (0.25)	-1.938*** (0.70)	-1.986*** (0.71)	-1.935*** (0.71)
2007年ダミー	1.084*** (0.22)	1.079*** (0.22)	1.084*** (0.22)	4.479*** (1.06)	4.515*** (1.06)	4.460*** (1.10)
サンプル数	873	873	873	873	873	873
Log Likelihood	-456.31	-456.09	-456.26	-264.71	-264.07	-264.6
推定方法	Panel Logit	Panel Logit	Panel Logit	Panel Logit	Panel Logit	Panel Logit

(注) 1) () 内の数字は標準誤差。

2) ***は1%水準で, **は5%水準で*は10%水準でそれぞれの推定値が有意であることを示す。

江油市

従属変数	(1) 非農業就労	(2) 非農業就労	(3) 非農業就労	(4) 長期離村	(5) 長期離村	(6) 長期離村
定数項	-0.259 (3.77)	-0.138 (3.83)	-1.236 (3.86)	-4.738 (3.88)	-4.475 (3.94)	-5.69 (3.91)
村平均所得	-0.507 (0.41)	-0.516 (0.42)	-0.519 (0.42)	-0.137 (0.42)	-0.157 (0.42)	-0.161 (0.42)
一人当たり耕地面積	-0.293** (0.14)	-0.358 (0.39)	0.138 (0.25)	-0.086 (0.15)	-0.24 (0.39)	0.292 (0.20)
一人当たり耕地面積 (二乗)		0.014 (0.08)			0.036 (0.08)	
一人当たり耕地面積 *世帯主夫妻ダミー			-0.683** (0.31)			-1.037*** (0.35)
年齢	0.407*** (0.10)	0.408*** (0.10)	0.433*** (0.10)	0.348*** (0.09)	0.350*** (0.09)	0.373*** (0.09)
年齢 (二乗)	-0.006*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.006*** (0.00)
教育年数	0.271*** (0.05)	0.271*** (0.05)	0.280*** (0.05)	0.143*** (0.05)	0.143*** (0.05)	0.147*** (0.05)
世帯人口	-0.176 (0.12)	-0.177 (0.12)	-0.167 (0.12)	0.114 (0.11)	0.112 (0.11)	0.157 (0.11)
子供比率	-0.01 (1.12)	-0.039 (1.13)	-0.239 (1.14)	-1.712 (1.17)	-1.79 (1.19)	-2.251* (1.20)
世帯主夫婦ダミー	-1.754*** (0.49)	-1.763*** (0.49)	-0.683*** (0.31)	-2.398*** (0.47)	-2.428*** (0.48)	-1.168** (0.58)
女性ダミー	-2.165*** (0.34)	-2.168*** (0.34)	-2.206*** (0.34)	-0.695** (0.27)	-0.697*** (0.27)	-0.673** (0.27)
標準語ダミー	-0.351** (0.15)	-0.352** (0.15)	-0.366** (0.15)	-0.185 (0.14)	-0.186 (0.14)	-0.199 (0.14)
2007年ダミー	0.099 (0.21)	0.086 (0.21)	0.063 (0.21)	0.169 (0.22)	0.16 (0.22)	0.117 (0.22)
サンプル数	1135	1135	1135	1135	1135	1135
Log Likelihood	-527.03	-527.02	-524.39	-452.64	-452.55	-447.59
推定方法	Panel Logit	Panel Logit	Panel Logit	Panel Logit	Panel Logit	Panel Logit

(注) 1) () 内の数字は標準誤差。

2) ***は1%水準で、**は5%水準で*は10%水準でそれぞれの推定値が有意であることを示す。

奉化市

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
従属変数	非農業就労	非農業就労	非農業就労	長期離村	長期離村	長期離村
定数項	-5.987*** (1.87)	-6.059*** (1.87)	-6.062*** (1.89)	-15.028*** (3.29)	-15.048*** (3.30)	-14.896*** (3.29)
村平均所得	-0.418** (0.17)	-0.414*** (0.16)	-0.425** (0.17)	0.407 (0.27)	0.408 (0.27)	0.385 (0.27)
一人当たり耕地面積	-0.272*** (0.10)	0.004 (0.21)	0.089 (0.18)	0.061 (0.16)	0.161 (0.30)	0.251 (0.19)
一人当たり耕地面積 (二乗)		-0.090 (0.07)			-0.023 (0.07)	
一人当たり耕地面積 *世帯主夫妻ダミー			-0.506** (0.22)			-1.751* (1.04)
年齢	0.637*** (0.05)	0.635*** (0.05)	0.635*** (0.05)	0.590 (0.11)	0.589*** (0.11)	0.588*** (0.11)
年齢(二乗)	-0.008*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.008*** (0.00)
教育年数	0.010 (0.01)	0.011 (0.01)	0.011 (0.01)	0.016 (0.01)	0.0165 (0.01)	0.017 (0.01)
世帯人口	-0.124 (0.08)	-0.119 (0.08)	-0.126* (0.08)	-0.135 (0.12)	-0.133 (0.12)	-0.135 (0.12)
子供比率	1.018 (0.75)	0.977 (0.75)	-0.126 (0.08)	-4.321*** (1.42)	-4.320*** (1.42)	-4.342*** (1.41)
世帯主夫婦ダミー	-1.413*** (0.33)	-1.349*** (0.33)	-1.183*** (0.34)	-3.302*** (0.48)	-3.279*** (0.49)	-2.796*** (0.51)
女性ダミー	-0.381** (0.15)	-0.384*** (0.15)	-0.362** (0.15)	0.35 (0.24)	0.35 (0.24)	0.374 (0.24)
サンプル数	1039	1039	1039	1039	1039	1039
決定係数	0.183	0.185	0.187	0.267	0.267	0.275
推定方法	Logit	Logit	Logit	Logit	Logit	Logit

(注) 1) () 内の数字は標準誤差。

2) ***は1%水準で, **は5%水準で*は10%水準でそれぞれの推定値が有意であることを示す。

夫妻ダミーの項は有意となっていない。ここから小金においては、前節で示したもののうち仮説2が当てはまる、と判断してよいであろう。

次に江油と奉化では、一人当たり耕地面積およびその二乗が一部の推計を除いて有意ではない一方で、一人当たり耕地面積×世帯主夫妻ダミーの項はいずれも有意な負の値をとっており、またその係数の絶対値は、耕地面積単独の係数

よりも明らかに大きい ($\beta_1 + \beta_2$ が負である)。以上のことから、前節の仮説3があてはまるものと考えられる。このことを裏付けるように、江油および奉化では世帯主夫妻ダミーは被説明変数に対しきわめて強い負の相関を示しており、これらの地域では、他の世帯成員が出稼ぎを行った場合でも世帯主夫妻あるいはそのどちらかが農村に残って農業を続けるケースが多いこ

とを示唆している。しかし、小金ではいずれの推計でも世帯主夫妻であることと非農業就労との間には明確な関係は見られなかった。

次に、その他の変数に関するファクト・ファインディングを列挙する。まず、村平均所得は、奉化における長期離村のケースを除き、いずれの場合も被説明変数に対しては負の相関を示している。これは村にとどまった場合の期待所得が、離農することの留保所得として働くことを示すもので、予想通りの結果といってよい。ただし、その係数が有意であるのは小金における長期離村、奉化における非農業就労のケースのみとなっていることには注意が必要である。一方、教育年数は、奉化を除き、非農業就労・長期離村確率に有意な正の影響を与える。奉化で有意な結果が得られなかったのは、この地域では四川の二地域に比べ全体の教育水準が高いこと²⁰、さらに非農業就労の機会自体が多いことから、少なくとも就業状況については教育水準の影響が明確な形で現れてこなかったためであると考えられる。

年齢については、小金のケースを除くと、非農業就労および長期離村の確率ともに正の相関を示し、またその二乗項は負の相関を示している。また女性および標準語が話せない者の非農業就業・長期離村確率はおおむね（ただし奉化の長期離村の場合を除く）、有意に低くなっている。これらは全て常識的な結果であるといえる。少数民族ダミーは小金のみに加えているが、非農業就労のみ正の相関を示している。

世帯人口数は、江油と奉化では有意ではないか、被説明変数に対して正の相関を示しているのに対して、小金では非農業就労・長期離村確率ともに負の相関を示している。これは、同地域の多くの世帯において、農業の労働生産性の低さに起因する労働力過剰の問題が他地域に比べて深刻であることを示唆している。

概して、小金では説明変数として年齢が有意に働いていないことを始め、農民の就業行動に関するこれまでの実証研究で多く見られる常識的なパターンからは、やや外れた結果が多くみられるということを指摘しておく必要がある。このことは、他地域に比べ小金では自然条件も含め制約条件が多く、要素市場が十分に機能する状況にないことを示していよう。小金では2007年ダミーの係数が非常に大きな値をとっており、時間の経過と共に被農業就労や長期離村が増えていると考えられるが、これは二年間の間に生産要素の移動に関する制約条件がいくぶん改善されたことを示していると考えられる。

調査対象農村における世帯ごとの一人当たり所得の決定要因について分析した梶谷（2008）によれば、小金の農村においては世帯人数が多いほど一人当たり収入が少ない、という関係があり、農村における過剰労働力の存在が深刻な貧困と結びついた状況にある。今回の分析結果が示唆するように、特に教育水準や標準語能力の問題を解決し、これらの過剰人口の解消を図ることが緊急の課題であるといえよう。

それに対し江油および奉化は、世帯主夫妻以外の成員については、第4節で考察したように、その就業行動に制約を与えるような制度的要因は働いていない一方で、世帯主夫妻に関しては土地経営権の賃貸市場が必ずしも十分に機能していないことがネックとなり、非農業就労が妨げられている状況にあると考えられる。土地経営権の賃貸が最も盛んに行われているようにみえる奉化でも、このような結果が得られたのは、ひとえに農地を市場で賃貸する際の地代が安すぎるため、丸川（2010）の主張するように、「土地資源の所有者」としての側面に固執する農家が依然として多いためであると考えられる。したがって、これらの農村においては、現在中国政府が推奨しているように、土地経営権の流動化を通じて農業の集約化・あるいは大規模経営を推進することで、現在農業に従事している労働力をさらに第二次・三次産業へと吸収していく余地は十分にあると考えられる。

20 表3が示すように、調査対象農民における教育年数の平均値は、小金が5.44年、江油が6.51年であるのに対し、奉化は8.59年であった。

6. まとめ

本稿では、以下の二つの点に特に留意して、農家の就業選択決定に関するモデル化および農家マイクロデータによる計量分析を行った。

一つは、各農家（世帯）が行政よりその譲渡に制限のついた土地経営権（請負権）を付与されるという条件のもとで、農家が世帯全体の収入を考慮する形で労働資源の配分を行う、という、中国農村の特殊な条件の下での個別の農民の就労選択をモデル化することである。

もう一つは、近年盛んになってきた農地の使用権の売買や賃貸（転讓，転包）といった、土地資源の市場を通じた流通をめぐる状況の変化あるいは地域間における差異が、個々の農家、農民の就労行為に与える影響を十分に考慮することである。

本研究では、以上のような問題意識を踏まえ、2005－2007年に四川省の二つの県（小金県，江油市），および2009年に浙江省奉化市で実施した農家調査のデータを用い、農地経営状況と、農民の就業選択との関係が、世帯内における農民の地位、あるいは、調査地に農地使用権の市場の発展状況によってどのように影響を受けるかどうか、という点について、以下の三つの仮説を構築して検証を行った。

仮説1．土地経営権の賃貸市場が機能しており、農家個人の就労選択に対する「代替効果」と「保険効果」の双方が働くため、個人の非農業就労行動は一人当たり土地資源に対し逆U字型の関係を示す。

仮説2．土地経営権の賃貸市場は機能していないため「保険効果」は働かず、逆に「代替効果」のみが働き、個人の非農業就労行動は一人当たり土地資源に対し負の相関関係を示す。

仮説3．土地経営権の賃貸市場は機能しておらず、世帯主とその配偶者は、土地の「代替効果」の影響を受けるため、その非農業就労行動は一人当たり土地資源に対し負の相関を示す。しかし、世帯主夫妻以外の世帯構成員について

はそのような相関はみられない。

その結果、小金は世帯主ダミーが有意に働いておらず、仮説2が当てはまるのに対し、江油と奉化では仮説3が働いているという結果が得られた。他地域に比べ小金では自然条件も含め制約条件が多く、要素市場が十分に機能する状況にないのに対し、江油・奉化は、世帯主以外については就労行動に制約を与えるような制度的要因は働いていないものの、土地流動化が不十分なことがネックとなり、世帯主夫妻の非農業就労が妨げられている状況と考えられる。

このような結果は、基本的に農地の流動化が生産性を高め、農民の非農業就労を促進し、所得の向上につながるとしても、その効果は地域によって大きく異なる、ということを示している。例えば、小金のような農村では、まず特に教育水準や標準語能力の問題を解決し、これらの過剰人口の解消を図ることが急務であることを示しているといえよう。また、江油あるいは奉化といった農村においてまず求められるのは、どのような条件によって農地の貸借に伴う地代が低く抑えられているのかを明らかにすることであろう。そして、今後いかに農民の土地資源に対する権利を十分に保障した上で、土地の流動化、農地経営の集約化を進めるか、その道を模索していくことが求められているといえよう。

補論：農家の就労選択行動と土地資源保有状況に関する理論モデル

以下では、土地市場の流動化および、農家の土地資源の保有²¹ 状況が、その就労選択行動にどのように影響を与えるか、という点に関し、Carter and Yao (2002) および姚 (2004b) で用いられたハウスホールド・モデルの枠組みに依拠して説明する。

農家は、当初Wの資産を保有し、出稼ぎに行

21 ここで用いている「土地資源」の概念は、土地所有権に加え、中国農村において一般的な土地経営権も含んだものである。

く時はMの費用が必要だとする。また、農家には村に残って農業を続けるか、村を離れて非農業就労をする（農業従事をやめる）かの二つの選択肢しかないとする。

まず、村で農業を行う農家世帯の純収入は以下の式で表される。

$$\pi_A = \alpha f(T) - rT_r - c|T_r|$$

T_r ; 村民による土地借り入れ量
 r ; 土地レンタル収入
 c ; 土地の貸借取引に伴うコスト
 T ; 現在の耕地面積 ($= T_0 + T_r$, T_0 は初期の土地面積)
 $\alpha f(T)$; 農業生産関数
 α ; 農業の労働生産性

この時、 $rT_r + c|T_r|$ が T_r の土地を借り入れた時の農家が負担するコストとなる。

一方、農家が耕作していた土地経営権を他人に貸し出して地代をとり、出稼ぎ（長期離村を伴う非農業就労）を行った場合の期待収入は以下の通りである。

$$\pi_M = (r - c)T_0 + w$$

w : 農民の非農業期待賃金

ここで、ある農民の就業行動決定に関する二期間のモデルを考える。農民が所属する世帯は、第一期において以下の三つのいずれかの形態で土地利用を行っているものとする。

$$\text{借入; } \alpha f'(T^*) = r + c$$

$$\text{貸出; } \alpha f'(T^*) = r - c$$

$$\text{自給自足; } r - c < \alpha f'(T^*) < r + c, T^* = T_0$$

ただし T^* は行動決定後の農家の耕作地面積である。

もし、農民が出稼ぎを行わなければ、第二期の農民個人の期待効用は

$$EU_A = u(W + \pi_A)$$

で表される。 $(u(\cdot))$ は効用関数)。

もし、農民が出稼ぎを行えば、第二期の期待効用は

$$EU_M = Eu(W - M + \pi_M)$$

ただし、 π_M は $(r - c)T_0 + w$ である。

この式を書き直して、

$$EU_M = u(W - M + E\pi_M - R)$$

ただし、 R は出稼ぎの不確実性に伴うリスク・プレミアムである。

農民は、 EU_M と EU_A とを比較して、出稼ぎを行うかどうかを決定する。その時の出稼ぎの投資価値 V は、 $V = EU_M - EU_A$ で表される。 V が正の値をとれば農民は出稼ぎを行うし、負の値をとれば村にとどまって農業を行う。

農家の初期における土地資源保有量が変化すると農家の出稼ぎ行動はどのように変化するかをみるために、 V を T_0 で偏微分する。

$$\frac{\partial V}{\partial T_0} = u'(W - M + E\pi_M - R) \left(r - c - \frac{\partial R}{\partial T_0} \right) - u'(W + \pi_A) \alpha f'(T^*)$$

$V = 0$ （農民が出稼ぎを行う閾値）のとき、 $W - M + E\pi_M + R = W + \pi_A$ であるから、上式を書き直すと、

$$\frac{\partial V}{\partial T_0} = u'(W - M + E\pi_M - R) \left\{ - \frac{\partial R}{\partial T_0} - [\alpha f'(T^*) - (r - c)] \right\} \dots\dots\dots (1)$$

ここで (1) 式左辺の $-\partial R / \partial T_0$ は土地資源保有量の変化が収入の変化を通じて出稼ぎによるリスク・プレミアムの大きさ R にあたえる影響（保険効果）を示しており、 $(-\partial R / \partial \pi) \alpha f'(T^*)$ に等しい。このとき、農民がリスク回避であれば $-\partial R / \partial \pi$ は正の値をとる。したがってリスク回避的な農民を想定すると、保険効果 $-\partial R / \partial T_0$ は正になるはずである。また $u(\cdot)$ は凹関数であり、その一次の導関数は正の値をとるので、農民の土地資源保有量が増えるほど、出稼ぎを行う誘引が働くことになる。ただしこの保険効果は、土地資源保有量が増加するほど逓減する。

また、同じく (1) 式左辺の $-\left[\alpha f'(T^*) - (r - c)\right]$ は、出稼ぎ行動に対する土地資源保有の代替効果をあらわしている。競争的な土地レンタル市場を想定すれば、土地の限界生産性は $r - c$ に等しくなり、他人に貸し出しても自分で耕作しても無差別になるはずだから、土地の貸出を行っている農家にとってはこの効果は0に等し

い。ただし、土地の借入れを行っているか自給自足の耕作を行っている農民にとっては、土地の限界生産性は $r-c$ を上回るのので、この効果は負になる。この土地の代替効果は $2c$ と 0 の間の値をとる。

引用文献

〔日本語文献〕

- 嚴善平 (2005)『中国の人口移動と民工』勁草書房。
- 梶谷懐 (2008)「内陸部農村の貧困とその要因について」『中国内陸部農村住民の生産・消費行動のミクロ分析』研究者代表 陳光輝 平成17年度－平成19年度科研費補助金基盤研究 (A) 研究成果報告書, 2008年3月, pp. 21－37。
- 北村行伸 (2005)『パネルデータ分析 (一橋大学経済研究叢書)』岩波書店。
- 寶劍久俊 (2010)「中国農村の就業構造変化と農地流動化の進展：浙江省奉化市の事例を中心に」未発表論文。
- 星野真「調査地の概況および調査の枠組み」『中国内陸部農村住民の生産・消費行動のミクロ分析』研究者代表 陳光輝 平成17年度－平成19年度科研費補助金基盤研究 (A) 研究成果報告書, 2008年3月, pp. 121－127。
- 丸川知雄 (2010)「中国経済は転換点を迎えたのか？－四川省農村調査からの示唆」『大原社会問題研究雑誌』No. 616。

〔中国語文献〕

- 蔡昉『劉易斯轉折点——中国經濟發展新階段』(2008)北京, 社会科学文献出版社。
- 陳錫文・韓俊 (2002)「如何推進農民土地使用權合理流轉」『中国經濟時報』4月20日。
- 賀振華 (2006)「農戶外出, 土地流轉与土地配置效率」『復旦學報』第4期, pp. 95－103。
- 姚洋 (2004a)「土地的保險功能及其对土地制度改革的意義」(姚洋『土地, 制度和農業發展』北京大学出版社, pp. 107－125)。
- 姚洋 (2004b)「土地均分与農村勞働力の流動」(姚洋『土地, 制度和農業發展』北京大学出版社, pp. 126－144)。
- 張照新 (2002)「中国農村土地流轉市場發展及其方式」『中国農村經濟』第2期, pp. 19－32。
- 趙耀輝 (1997)「中国農村勞働力流動及教育其中

的作用; 以四川省為基礎的研究」『經濟研究』第2期, pp. 37－42。

浙江大学農業現代化与農村發展研究中心・浙江省農業厅聯合調查組 (2001)「農村土地流轉新情况, 新思考」『中国農村經濟』第10期, pp. 11－18。

〔英語文献〕

- Carter, Michael R. and Yang Yao (2002), “Local Versus Global Separability in Agricultural Household Models: The factor Price Equalization Effect of Land Transfer Rights,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.84, No.3, pp.702-715.
- Deininger, Klaus and S. Jin (2005), “Land Rental Market as an Alternative to Government Reallocation? Equity and Efficiency Considerations in the Chinese Land Tenure System,” *Policy Research Working Paper* 2930, The World Bank.
- Deininger, Klaus, S. Jin and S. Rozelle (2005), “Rural Land and Labor Market in the process of Economic Development: Evidence from China,” *Working Paper*, Stanford University.
- Feng, S. (2006), “Land Rental Market and Off-farm Employment: Rural Households in Jiangxi province, P.R. China,” *Ph.D. Thesis*, Wageningen University.
- Harris, J. R. and M. P. Todaro (1970), “Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis,” *American Economic Review*, Vol.60, pp.126-142.
- Kung, J. and Y. Lee (2001), “So What If There Is Income Inequality? The Distributive Consequence of Nonfarm Employment in Rural China,” *Economic Development and Cultural Change*, Vol.50, No.1, pp.19-46.
- Kung, J. (2002), “Off-Farm labor Market and the Emergence of Land Rental Market in Rural China,” *Journal of Comparative Economics*, Vol.30, pp.395-414.
- Lewis, A.W. (1954), “Economic Development with Unlimited Supplies of Labor,” *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol.22, No.2, pp.139-191.
- Rozelle, S. et al. (1999), “Leaving China’s farms: Survey Result of New Paths and

- Remaining Hurdles to Rural Migration,”
The China Quarterly, Vol.158, pp.367-393.
- Shi, X. et al. (2007), “Choices between Different
Off-farm Employment Sub-categories: An
Empirical Analysis for Jiangxi Province,
China” *China Economic Review*, Vol.18,
pp.438-455.
- Wang, F. and X. Zuo (1999), “Inside China’s
Cities: Institutional Barriers and
Opportunities for Urban Migrants,”
American Economic Review, Vol.89, No.
2, pp.276-280.
- Zhang, X. and Li, G. (2001), “Does Guanxi
Matter to Nonfarm Employment?”
Journal of Comparative Economics, Vol.
31, pp.315-331.
- (かじたに かい・神戸大学)
(おばら えりか・津田塾大学)

Participation in Labor Markets and Land-use Rights in Rural China: An Empirical Analysis of Sichuan and Zhejiang Province

Kai KAJITANI (Kobe University), Erika OBARA (Tsuda College)

Keywords: Household model, Land-use Rights, Labor migration, Lewisian turning point
JEL Classification Numbers: O12

The purpose of this study was to analyze the choices made by farmers about migration and the supply of off-farm labor, devoting special attention to the effects of land availability on these issues. Because many extant econometric analyses have confirmed the close relationship between these two factors, we concentrated primarily on the following two aspects.

First, we examined how the development of a rural land-transfer market influenced the choices of individual peasants about off-farm labor. Because China offers a vast market in which the rights to land management can be transferred, huge differences between regions exist.

Second, we focused on the special conditions confronted by Chinese farmers and their reactions to these situations. In China, the right to use rural land is controlled by the collective government. In this context, however, farmers are able to allocate the labor resources of their family to maximize the income of their households. The basic household model asserts that farmers serve not only as agricultural laborers but also as land owners and consumers. Thus, the conditions of the agricultural land and factors such as other sources of family income can influence individual choices about labor. The impact of these choices depends on the status of each family member.

Our empirical analysis used micro-level data from three rural areas. These data were collected during the 2005 and 2007 household surveys in Xiaojin and Jiangyou Counties in Sichuan Province and the 2009 household survey in Fenghua City in Zhejiang Province. Finally, we will discuss the implications of our results for future policies, with an emphasis on the importance of the rural land-rental market.