

農地流動化と取引費用

高橋 大輔*

1. はじめに

本稿は、貸借を通じた農地流動化が進展しない理由を、農地取引に付随する取引費用の影響に着目することにより論じるものである。将来的な農外転用を見越して農地価格が大幅に高騰したことにより、日本農業における農地流動化は売買ではなく貸借によるものを中心となって進行してきた（速水・神門〔9〕）。このため、1970年に行われた農地法の大改正や、1975年の農用地利用増進事業によって開始された利用権制度など、貸借を通じた農地流動化の促進のための制度改革は政策的にも重要な課題となってきた。しかし、貸借を通じた農地流動化の進展は、農業をめぐる経済条件の変化に対応するためには不十分な水準に留まっている。2008年に行われた農地制度改革でも、農地貸借の規制緩和等を通じて農地の効率的な利用を促進するための法改正が行われている。しかし、これまでに農地流動化が進まなかったのはなぜか、また今回の農地制度改革によって農地流動化にとって必要な条件が整ったかなどについては必ずしも意見の一致を見ない。

農地貸借の経済的条件に関する古典的な研究としては梶井〔12〕が挙げられる。梶井〔12〕は、1967年の九州における農林水産省『米及び麦類の生産費』の分析を通じて、下層農家（30a未満層）と上層農家（3ha以上層）の間の生産力格差について検討している。この中では、上層・下層間で生産による剰余（生産物価額－第1次生産費）の格差が発生しているだけでなく、上層の剰余が下層の所得（剰余＋家族労働費）を上回っていることが発見され、農地貸借のための経済的な条件が整いつつあることが指摘されている。また、盛田〔17〕は北海道を除く8つの農区における上層農家の剰余と下層農家の所得を比較することにより、90年代に至るまで前者が後者を上回る構造が存続しており、農地貸借をめぐる経済条件が引き続き満たされているとしている。しかし、梶井〔12〕の分析対象とする期間から約40年が経過し、「大規模借地農の成立条件」が現在でもおおむね成立しているにもかかわらず、現在に至るまで依然とし

て農地流動化は進展していない（註1）。これは、梶井〔12〕が提示した農地貸借のための条件が成立している一方で、農地利用の調整メカニズムを阻害する要因が存在するためであると考えられる。生源寺・中嶋〔21〕は、担い手に対する農地の集積を考える上で重要な論点として、農地の貸借関係の形成を促すポテンシャルが存在しているかだけでなく、そのポテンシャルの実現に利用可能な制度が用意されているかについても論じるべきであるとしている。また草苺〔15, 16〕は、梶井〔12〕の仮説が成立するのは要素市場が競争的であるという前提条件が妥当であるときのみであるとし、現実の農地取引市場ではこの条件が成立していないため、地代に形成された規模間の生産性格差は必ずしも農地流動化の促進要因であるとは言えないことを指摘している。さらに草苺〔15, 16〕は、農地貸借に関する梶井〔12〕の仮説が成立しないことの原因として、外部性に由来する取引費用の存在を挙げている。本稿は草苺〔15, 16〕の問題意識に基づき、農地流動化を妨げる要因として農地の取引費用の影響に着目する。そして、取引費用によって農地貸借市場の均衡がどのように変化するかを部分均衡モデルにより分析すると同時に、農地流動化に関する計量分析を通じて農地の取引費用に関する具体的要因について実証する。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節では農地流動化を阻害する要因として農地の取引費用の存在を指摘し、農地の取引に取引費用が生じるのはなぜであるかを、既存研究のサーベイを通じて論じる。次に、第3節では農家の意思決定に取引費用が組み入れられた場合に、農地貸借市場の部分均衡がどう変化するかを分析する。そして、第4節では農林水産省『世界農林業センサス』などの公式統計に基づく県レベルのパネルデータを用いた計量分析によって、農地や農業集落に関するどのような特性が農地取引に影響しているかを明らかにする。最後に、第5節において論文の結論と今後の課題について論じる。

2. 既存研究の整理

1) 農地流動化と取引費用

農地利用に関する市場メカニズムの発揮を阻害してい

*筑波大学・日本学術振興会

る要因として本稿が論じるのは、農地取引に付随する取引費用の影響である。Coase [4] が論じるとおり、仮に取引の過程で費用が発生しないならば、主体間の自由な取引によって効率的な資源配分が達成される。しかし、現実の取引には、取引の交渉・測定・執行などにおいて費用が発生する。このため、農地貸借について言えば、土地所有権の零細分散的な分布は農地の利用にまで影響を及ぼす。この場合には、市場メカニズムのみによって効率的な資源配分を達成することはできないため、組織や法制度による統治が必要となる。また、North [19] は取引費用の源泉は情報を得ることに費用がかかることにあるとした上で、取引費用が交換されるものの有用な属性を測定する費用と権利を保護し契約を監視・執行する費用によって構成されると指摘する (North [19]: p. 27))。測定費用は、交換されるものの異質性が高いほど、また取引を行う主体間の情報の非対称性が大きいほど高まる。また、執行費用には、契約を行った相手の行動を監視するための費用や契約の執行を保障するための制度を利用するための費用に加えて、取引相手が契約にしたがうことへの不確実性に由来するリスク・プレミアムが含まれる。

このような観点から考えると、農地の取引費用がなぜ高いかを説明することができる。農地は圃場ごとに豊度や傾斜などの特徴が異なり、また特定の場所に分散して存在することにより異質性が高く、圃場に関する情報を収集するための費用が高い投入財である。また、農地は圃場そのものの生産条件だけでなく、周囲の環境や共同施設の管理状況なども重要な特性となる。さらに、農地に関する取引に際しては、農地の特徴に関する情報だけでなく、貸し手・借り手間の属性に関する情報の不完全性の度合いも重要である。例えば、取引相手の情報を十分に得ないまま農地の取引を行うことは、借り手が農地の管理を十分に行わなかったり、借り手が農地に対する投資を行った後に貸し手が農地の返却を求めることによって、有益費問題が発生したりすることにつながりかねない。このため、農地の取引に関する測定費用や執行費用は高くなる。

このような農地の取引費用の重要性について、直接あるいは間接的に言及した既存研究は少なくない。草苺 [16] は、農地が生産要素であるだけでなく資産としての性質を持つことや、生産活動が周囲にも影響を与えることから、農地取引には外部性に由来する取引費用が発生すると論じている。また、藤栄 [6] は、農地の質や貸し手・借り手の種類・質が一律でないことや、農地には立地条件のような農地を探している時点で認知できる特性だけでなく、耕作してはじめてわかる特性が存在することから、常日頃からの情報交換によるだけでは農地に関する情報を完全に把握することができず、完全情報の条件が満たされないことによる農地の探索費用や妥協

費用が発生することを指摘している。さらに、國光 [13] は、未整備の農地には、農地の質に関する情報の非対称性や農地に対する心理的な執着心が存在するとし、圃場整備事業がこれらの効果を緩和することによって農地利用集積を促進するとしている。農地取引に関する海外研究においても、例えば Skoufias [22] は、農地に関する固定的な取引費用として「農地の質に関する情報を入力するための費用、地主と小作の交渉にかかる費用」などを、また取引される面積に比例して発生する可変的な取引費用として「契約に関する監視費用、農地の所有権や付随する権利を保持したいという地主の意向」などを例示し、農地貸借が取引費用の影響を受けることを実証している。

農地に関する組織や法制度が十分に機能していれば、このような取引費用を軽減させることにより、円滑な取引を統治することができる。農地の取引に関係する制度としては、農地の権利統制に一義的な責任を負っている農業委員会や、農地の利用調整を行う農地保有合理化法人などがある。また、農地制度の変更が取引に影響を与えた例としては、1975年に始まった農用地利用促進事業に基づく利用権制度が、法的な契約に基づく農地貸借を劇的に促進させたことなどが挙げられる。しかし、現状の農地制度は円滑な農地の取引に十分な役割を果たしているとは言いがたい。中嶋 [18] は、利用権設定制度には契約を明文化することの取引費用に加えて、貸し手にとって契約期間のフレキシビリティや農地に関連する権利を喪失するというデメリットがあることを指摘した上で、ヤミ小作による農地貸借では有益費問題によって土地改良投資が十分に行われないう、別の取引費用が発生することを見いだしている。また、制度の不完全性、あるいは政策の歪みが取引費用の増大につながっていることが疑われる例も存在する。制度の不完全性が取引費用を高める要因となっていると考えられる例としては、農地の転用規制が十分に機能していないことの影響が挙げられる。神門 [7] は、日本における商習慣が借り手の権利偏重となっているため、農地の所有者は転用機会が生じた際に転用収入の一部を離作補償として借り手に支払うことを警戒して、農地の貸し出しに消極的になると主張している。また安藤 [1] は、都市近郊における事例として愛知県安城市の実態を調査した結果、将来的な農地の転用を見越した農地価格の高騰によって集落外の非農家が農地を分割相続する事例が増加していることを指摘し、これにより不在地主問題と農地の分散錯圃が深刻化し、農地の有効需要の喚起が妨げられていると論じている。

最後に、取引費用の水準に影響を与えるものとしては、法と所有権によるフォーマルな制度だけでなく、行動規範や慣習に基づくインフォーマルな制度も重要である (North [19])。農地の取引を統治する上では、行政や

農業委員会などの公的な組織だけでなく、農業集落や実行組合といった非公式の組織が重要な役割を果たしていると言える。速水〔8〕は、途上国における共同体の役割として(1)社会的セーフティネットの提供、(2)共有資源の保護管理、(3)契約取引の履行強制を保証することによる市場取引の促進を挙げている。現代の日本農業においても、農地の取引に際しては情報の非対称性や契約の不完備性が解消されているとは言えないため、共有資源の管理や契約履行に際して、集落を単位とする共同体の役割は依然として重要であると考えられる。

2) 取引費用と農地市場モデル

以上のように、農地の取引費用に言及した国内の文献が少なからず存在する一方で、取引費用が農家の行動をどのように変化させ、また農地市場の均衡にどのように影響するかは十分に解明されていない。その中で草苺〔15〕は、農地貸借市場が一戸ずつの農地の供給者と需要者によって構成され、農地の貸し付けにあたっては小規模農家に対して取引費用が発生するというエージェンシー・モデルを提示し、農地市場に取引費用に由来する歪みがある場合には規模間の地代格差が形成されるという指摘を行っている。この発見に基づき草苺〔16〕は、梶井〔12〕が主張するように稲作の生産力格差によって農地が流動化するのではなく、農地が流動化しないので規模間格差が観察されるのであるという逆の因果関係の存在を指摘している。これは、それまでの多くの既存研究が梶井〔12〕の仮説に基づく実証分析を行っていたのに対して、そもそも検証するべき因果関係が逆転していることを指摘した重要な発見であると言える。また藤栄〔6〕は、農地探しに要する探索費用と取引後のミスマッチによって生じる妥協費用を取り込むために独自の円環市場モデルを構築し、農地の探索費用が農地利用や地代に及ぼす影響について考察している。取引費用が農地市場に与える影響についての海外の研究としては、Skoufias〔22〕や Ciaian and Swinnen〔3〕、Deininger and Jin〔5〕などがある。Skoufias〔22〕は、固定的な取引費用によって農地貸借から退出する農家が現れること、また可変的な取引費用によって個々の農家が取引する農地の面積が減少することを論じている。また Ciaian and Swinnen〔3〕は、取引費用が存在する場合に農地市場の均衡がどう変化するかを示すことにより、取引費用が農地の貸し手・借り手の経済余剰に与える影響を考察している。Deininger and Jin〔5〕は、家計の意思決定に農地の取引費用を組み込んだ場合における農地貸借行動についてのモデルを提示し、農家の経営能力や直面する取引費用の水準が農地貸借への参加と取引される農地面積に与える影響を論じている。

以上のような既存研究の整理に基づき、本稿は農地流動化と取引費用の関係、特に農地の取引費用によって稲作の生産力格差が生じるとする草苺〔15, 16〕が見いだ

した関係について、農地貸借市場の部分均衡モデルによってさらに一般化して考察する。本稿における農地市場モデルは、Deininger and Jin〔5〕が提示した個別農家の最適化行動モデルに基づき、取引費用が集計レベルの農地貸借市場の均衡に対して与える影響を考察するものである。分析の結果として得られる命題はDeininger and Jin〔5〕の枠組みから直接的に推測されるものであるものの、農地の取引費用が農地の貸し手と借り手の双方に対して発生することや、取引費用によって農家の退出が起きることなどを考慮することにより、草苺〔15, 16〕などの既存研究で指摘されていた農地流動化に対する取引費用の影響をより明確な形で論じることが可能になる。また、茅野〔2〕や伊藤〔11〕などによって論じられている市場賃金や生産物価格が農地流動化に与える影響についても、同一の農地市場モデルによって考察する。

3. 取引費用存在下の農地貸借市場モデル

1) 取引費用が存在しない場合

本節では、農地貸借に取引費用が存在する場合の農地市場モデルについて、Deininger and Jin〔5〕の理論モデルを市場集計レベルに拡張することによって考察する(註2)。ただし、ここでは単純化のために貸借に比例して発生する取引費用のみを考慮する。また、生産性の高い農家(大農)と生産性の低い農家(小農)が複数存在する農地市場を考え、取引費用がない場合には大農は農地の借り手に、小農は農地の貸し手になることを想定する。また、農地貸借市場の均衡条件を導くために、以下の3つの仮定を置く。第1に、地域の農地貸借市場に対して地域外の農家が参入や退出を行うことはないことを仮定する。農地貸借は一般的に集落の近辺で行われることを考えれば、これはそれほど強い仮定ではないと考えられる。第2に、取引費用の影響によって市場均衡が変化したとしても、大農が農地の貸し手になったり小農が農地の借り手になったりすることはないと仮定する。第3に、農地の貸し手・借り手に対する取引費用の水準は市場内で同じであることを仮定する。現実の農地の取引費用は圃場ごとに、また取引を行う当事者ごとに異なると考えられるが、ここではモデルの単純化のために、また次節の計量分析において集落内で共通の取引費用に関係する要因が農地貸借市場に与える影響について焦点を当てるために、便宜的にこのような仮定を置く。

Deininger and Jin〔5〕の定式化に基づき、農家は以下の(1)式のような最適化行動によって農地投入量を決定するものとする。

$$\max_{l_a, A} paf(l_a, A) + w(\bar{L} - l_a) - I^{\text{in}}(A - \bar{A})(r + t^{\text{in}}) + I^{\text{out}}(\bar{A} - A)(r - t^{\text{out}}) \quad (1)$$

ただし、 \bar{L} 、 \bar{A} は農家の労働と農地の賦存量を、 l_a は

労働の農業労働への投入量を、 A は農地の投入量を表す。 $l_0 = \bar{L} - l_a$ は農外労働への投入量を表す。 p は生産物の価格を、 w は農外労働の市場賃金を、 r は農地の地代を表す。 t^{in} は農地を借り入れる際に追加的に支払うことになる取引費用を、 t^{out} は農地を貸し出す際に受け取る地代の減少分となる取引費用を表す。 I^{in}, I^{out} は、それぞれ農地を借りている、貸している時に 1 を取るものとする。 $af(l_a, A)$ は生産関数を表し、 α は農家の生産技術を表す。生産関数は $f_a > 0, f_A > 0, f_{l_a, l_a} < 0, f_{A, A} < 0, f_{l_a, A} > 0, f_{l_a, l_a} f_{A, A} - f_{l_a, A}^2 > 0$ を満たすものとする。

この場合の最適化の一階の条件は以下の (2) ~ (5) 式のようになる。ただし、 A^* は一階の条件から導かれる最適な農地投入量を表す。

$$paf_{l_a}(l_a, A) = w \quad (2)$$

農地を借り入れる ($A^* > \bar{A}$) 場合

$$paf_A(l_a, A) = r + t^{in} \quad (3)$$

農地を貸し出す ($A^* < \bar{A}$) 場合

$$paf_A(l_a, A) = r - t^{out} \quad (4)$$

農地取引に参加しない ($A^* = \bar{A}$) 場合

$$r - t^{out} < paf_A(l_a, A) < r + t^{in} \quad (5)$$

Deininger and Jin [5] が示すように、取引費用の存在下において農家 i が農地の取引に参加する条件は以下の (6) ~ (8) 式のように求められる。

農地を借り入れる場合

$$\alpha^i \geq \frac{r + t^{in}}{p f_A(l_a^i, \bar{A}^i)} (= \alpha_u^i) \quad (6)$$

農地を貸し出す場合

$$\alpha^i \leq \frac{r - t^{out}}{p f_A(l_a^i, \bar{A}^i)} (= \alpha_l^i) \quad (7)$$

農地取引に参加しない場合

$$\alpha_l^i < \alpha^i < \alpha_u^i \quad (8)$$

ただし、 α_u^i は農地の借入を行う農家の下限となる生産技術の水準を、 α_l^i は農地の貸出を行う農家の上限となる生産技術の水準を表し、 l_a^{i*} は (2) 式に $A = \bar{A}^i$ を代入することによって決まる最適な農業労働投入量を表す。

取引費用が存在しない場合 ($t^{in} = t^{out} = 0$) には、農家は農地の限界生産力が地代と等しくなるまで農地を投入するため、保有している農地の限界生産力がたまたま市場地代と一致するのでない限り必ず農地貸借に参加する。これに対して取引費用の存在下では、(8) 式に該当する農家は農地の取引から退出し、自己所有する農地だけを耕作する。(6) ~ (8) 式からは、農地の借り手・貸し手に対する取引費用 t^{in}, t^{out} が大きいほど農地貸借市場からの退出が増加することがわかる。また、農地取引に参加したとしても、(3) (4) 式で示されるように、農地の借り手は取引費用の分だけ高い地代に、また貸し手は取引費用の分だけ低い地代に直面することになるため、取引される農地面積が減少する。

ここで、取引費用の存在下における農地の市場供給関

数 S 、市場需要関数 D を以下のように定義する。ただし、 O, I はそれぞれ農地を貸し出している農家、農地を借り入れている農家の集合を表す。すなわち、 $O = \{\alpha^i | \alpha^i \leq \alpha_l^i\}$ 、 $I = \{\alpha^i | \alpha^i \geq \alpha_u^i\}$ である。

$$S(r - t^{out}, t^{out}) = \sum_{i \in O} s^i(r) = \sum_{i \in O} \bar{A}^i - \sum_{i \in O} A^i \quad (9)$$

$$D(r + t^{in}, t^{in}) = \sum_{j \in I} d^j(r) = \sum_{j \in I} A^j - \sum_{j \in I} \bar{A}^j \quad (10)$$

農地の市場供給関数 S 、市場需要関数 D がそれぞれ $r - t^{out}, r + t^{in}$ の関数であるのは、農地の貸し手・借り手が取引費用を含む市場地代に直面することに対応している。農地の需要 A^i, A^j は市場地代の減少関数であるため、 $\frac{\partial S}{\partial r} > 0, \frac{\partial D}{\partial r} < 0$ が成立する。また、農地の市場供給関数 S 、市場需要関数 D がそれぞれ t^{out}, t^{in} の関数であるのは、取引費用の大きさによって農地貸借市場へ参入・退出する農家の数が変化することに対応している。(6) ~ (8) 式で示されているように、農地の取引費用が高いほど農地貸借市場から退出する農家が増えるため、 $\frac{\partial S}{\partial t^{out}} < 0, \frac{\partial D}{\partial t^{in}} < 0$ が成立する。

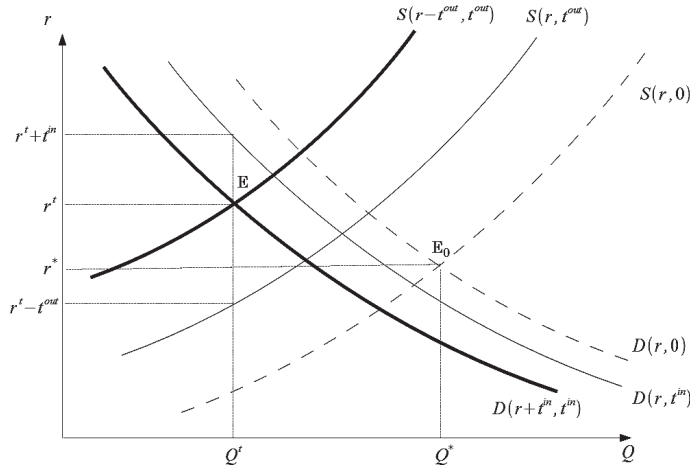
農地貸借市場の均衡条件は、農地の需要と供給が一致すること、つまり以下の (11) 式が成立することである。

$$S(r - t^{out}, t^{out}) = D(r + t^{in}, t^{in}) \quad (11)$$

ここで、取引費用が存在する場合の市場均衡地代を r^t と、取引される農地面積を Q^t とする。また、取引費用が存在しない場合の市場均衡地代を r^* と、取引される農地面積を Q^* とする。 Q^t と Q^* 、 r^t と r^* を比較することにより、取引費用が農地貸借市場に与える影響を分析することができる。

取引費用の存在下における農地貸借市場の均衡条件をグラフに表すと、第 1 図のようになる。まず、取引費用の影響によって、取引費用がない状態では農地を取引していた農家のうち (8) 式に該当する農家については農地市場から退出する。これにより、需要・供給曲線が取引費用のない状態の需要曲線 $D(r, 0)$ から $D(r, t^{in})$ へと、取引費用のない状態の供給曲線 $S(r, 0)$ から $S(r, t^{out})$ へとシフトする。また、取引に参加する農家も取引費用の影響を受けるため、農地の需要曲線が $D(r, t^{in})$ から $D(r + t^{in}, t^{in})$ へと、農地の供給曲線が $S(r, t^{out})$ から $S(r - t^{out}, t^{out})$ へとシフトする。この 2 つのシフトは、取引費用の影響によって同時に発生する。これにより、均衡点は E_0 から E へと変化し、取引される農地面積は取引費用がない場合の Q^* から Q^t にまで減少し、市場均衡地代も r^* から r^t へと変化する。

取引費用による取引される農地面積と市場均衡地代の変化を、需要・供給関数の一次近似によって求めると以下の (12) (13) 式のようになる。なお、取引費用が存在しない場合の $S(r, 0)$ を $S(r)$ と、 $D(r, 0)$ を $D(r)$ と簡略化して表示し、 $S'(r) = \frac{\partial S(r)}{\partial r}$ 、 $D'(r) = \frac{\partial D(r)}{\partial r}$ とする。(12) (13) 式の導出は付録において行う。



第1図 取引費用の存在下の農地貸借市場の部分均衡

$$Q^t = Q^* + \left(\frac{S'(r^*)D'(r^*)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{\text{in}} + \left(\frac{S'(r^*) \left(\frac{\partial D(r^*)}{\partial t^{\text{in}}} \right)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{\text{in}}$$

$$+ \left(\frac{S'(r^*)D'(r^*)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{\text{out}} - \left(\frac{D'(r^*) \left(\frac{\partial S(r^*)}{\partial t^{\text{out}}} \right)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{\text{out}} \quad (12)$$

$$r^t = r^* + \left(\frac{D'(r^*)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{\text{in}} + \left(\frac{\frac{\partial D(r^*)}{\partial t^{\text{in}}}}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{\text{in}}$$

$$+ \left(\frac{S'(r^*)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{\text{out}} - \left(\frac{\frac{\partial S(r^*)}{\partial t^{\text{out}}}}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{\text{out}} \quad (13)$$

(12)(13)式の右辺のうち、第2・3項は農地の借り手に対する取引費用 t^{in} が、第4・5項は農地の貸し手に対する取引費用 t^{out} が取引される農地面積と市場均衡地代に与える効果を表す。また、第2・4項は取引費用によって農家が農地市場から退出することが、第3・5項は農家が直面する地代に取引費用が含まれることが取引される農地面積と市場均衡地代に与える効果を表す。 $S'(r^*) > 0$ 、 $D'(r^*) < 0$ 、 $\frac{\partial S(r^*)}{\partial t^{\text{out}}} < 0$ 、 $\frac{\partial D(r^*)}{\partial t^{\text{in}}} < 0$ であることから、(12)式の右辺の第2～5項は負であり、農地の取引費用が農地貸借を阻害することが確かめられる。また、(13)式の右辺の第2・3項は負であり、第4・5項は正であることから、農地の貸し手に対する取引費用が市場均衡地代を上昇させ、農地の借り手に対する取引費用が市場均衡地代を下落させることが確かめられる。

この結果は以下のような命題にまとめることができる。

命題1: 取引費用の影響によって、農地の借り手は市場均衡地代よりも高い地代に、農地の貸し手は市場均衡地代よりも低い地代に直面する。農地の取引費用は、一部の農家が農地貸借から退出し、また農地貸借を行う農家の取引面積が減少することを通じて、農地の流動化を

阻害する。

命題2: 取引費用の影響によって市場均衡地代が変化する。市場均衡地代は、貸し手にとっての取引費用が大きいほど上昇し、借り手にとっての取引費用が大きいほど下落する。

このように、取引費用の存在下では農家は観察される市場地代 r^t ではなく(3)～(5)式で示される取引費用を含む地代に対して行動する。これにより、農地の借り手は市場地代に比べて実質的に高い地代に、また農地の貸し手は市場地代に比べて実質的に低い地代に直面することになるため、農地の取引が阻害されることになる。草薙 [15, 16] は、取引費用の存在下では「地代に形成された規模間格差は、それが直ちに農地流動化の促進要因であるとはいえない」こと、また「農地が流動化しないので規模間格差が観察される」ため「梶井仮説」は因果関係が逆転していることを見いだしている。これに対して、本節における農地市場モデルは、取引費用が農地の貸し手・借り手の双方に対して発生すること、および取引費用の大きさによっては農家が農地取引から退出することを踏まえて、草薙 [15, 16] の発見を一般化したものとして位置づけられる。

なお、モデルの外生変数である農外労働の市場賃金 w や生産物価格 p の変化が農地の需要と供給に与える影響は、取引費用の有無にかかわらず同じである。Deininger and Jin [5] において示されているとおり、要素投入に関する一階の条件から $\frac{\partial A}{\partial w} < 0$ が成立する。よって、市場賃金 w の上昇は農地の需要を減少させ、供給を増大させる。市場賃金 w の上昇により農地貸借が進むかどうかは、市場賃金の変化によって農地の需要・供給曲線がどれだけシフトするかに依存するため、一意には決まらない(註3)。例えば、賃金の上昇が農地の潜在的な貸し手である兼業農家に対して大きな影響

を与えるとするれば、賃金の上昇は農地流動化を促進する効果を持つと考えられる。同様に、 $\frac{\partial A}{\partial p} > 0$ が成立することから、生産物価格 p の下落は農地需要を減少させ、農地供給を増大させる。また、 $\frac{\partial A}{\partial \alpha} > 0$ であることから、農地の貸し手の技術水準 α^i の上昇は農地供給を減少させ、また農地の借り手の技術水準 α^j の上昇は農地需要を増大させる。これらのことを以下の命題3として要約する。

命題3：市場賃金 w の上昇、生産物価格 p の下落は農地の需要を減少させ、供給を増大させる。これにより農地流動化が進むかどうかは、外生変数の変化による農地の需要・供給曲線のシフトの度合いに依存するため、一意には決まらない。また、農地の貸し手の技術水準 α^i が低く借り手の技術水準 α^j が高いほど、つまり農地の貸し手と借り手の間で技術水準の格差が拡大するほど農地流動化が進む。

命題3は取引費用の有無にかかわらず成立するため、市場賃金や生産物価格などが農地流動化に与える影響についての既存研究の含意は取引費用の影響下にあっても有効であるという示唆を持つ。例えば、茅野〔2〕は農業部門の構造変動を引き起こす要因として(1)米価/賃金率、(2)転作率、(3)規模の経済性を表すユニットコスト比率の3つを想定した要因分析を行っている。茅野〔2〕の議論によれば、米価水準の引き下げは生産効率の低い高コスト経営の退出を通じて規模拡大への構造変動を引き起こす。ただし、茅野〔2〕による計量分析の結果からは、米価の下落は相対規模(2.0 ha以上層と以下層の売渡数量シェアの比率)の拡大にはつながるが、絶対規模(作付規模2.0 ha以上層の農家戸数)の拡大にとって促進効果を持つとは言えないことがわかる。また、伊藤〔11〕は米価の引き下げによって、土地用益市場が機能している場合には小規模農家の離農を通じて構造改善が進むものの、そうでない場合には耕作放棄が発生するとしている。本稿で提示された農地貸借市場モデルは、こうした既存研究の持つ含意の重要性を認めると同時に、既存研究における計量分析では明示的に想定されていない取引費用の影響を考慮に入れたものと位置づけられる。

4. 計量分析による検討

1) 分析の対象と期間の設定

本節では、前節における3つの命題において論じられた取引費用の農地貸借に対する影響が現実の統計から観察されるかを検証するとともに、取引費用の具体的な要因についての実証分析を行う。

農地流動化に対する取引費用の影響を考察する上では、(3)~(5)式で示されるような個々の農家の行動についての検証と、(12)(13)式で示されるような取引費用の影響下にある市場の均衡についての検証という2つのアプローチが考えられる。しかし、個々の農家の行動を本

稿の枠組みで分析するためには、農家の属性や経営状況だけでなく、農家が潜在的に取引を行う可能性がある農家や農地、また集落の活動などについての情報を得る必要がある。さらに、計量的な分析を行うためには、データの分散を確保するために多様な地域・属性の農家から情報を集めなければならない。現時点では筆者はこのようなデータを整備することができていない。一方で、集計された県レベルのデータであれば、『世界農林業センサス』における『農家調査報告書』『農業集落調査報告書』などに加えて農林水産省『耕地及び作付面積統計』『農地の移動と転用』『土地利用基盤整備基本調査』などの複数の政府統計を組み合わせることで、多様かつ信頼性の高いデータを全国的に得ることができる。このため、本節では県レベルの集計データに基づいて、前節にて論じられた3つの命題のうち農地の取引面積に関する命題1と命題3を検証することにする。命題1では、取引費用の影響として、取引費用によって一部の農家が退出する効果と農地貸借を行う農家の取引面積が減少する効果があることが論じられている。しかし、集計データに反映されるのは実際に取引された農地面積のみであるため、この2つの効果を区別して論じることはせず、取引費用が農地の取引面積に対して与える影響について焦点を当てることにする。また、本稿の課題が農地流動化に対する取引費用の影響を分析することにあることから、本節では市場均衡地代に関する命題2の検証は行わない。

本稿が分析対象とするのは、47都道府県から他の県と地理的条件が大きく異なる北海道と沖縄、また都市化の影響が強すぎると思われる東京・神奈川・大阪を除いた42県のデータである。また、農地関連統計における「畑」は樹園地や牧草地を含む様々な作目が栽培されている土地であることを考慮して、分析対象は水田の貸借に限定した。また、『世界農林業センサス』のうち『農業集落調査報告書』が発刊されるのは10年に1度であり、このうち1975年以前の『農業集落調査報告書』に含まれる統計の多くはそれ以降のものとは異なるため、本稿では1980・1990・2000年の3年分のデータを利用した(註4)。この3時点の調査において調査対象となる農業集落の数はほぼ一定である。

(9)式を単純化して、 t 時点においてある集落 k の中で実際に取引される農地面積を $Q_{t,k}$ 、取引費用がない場合の取引面積 $Q_{t,k}^*$ に影響する外生変数のベクトル $Z_{t,k}$ 、取引費用の大きさを表す変数のベクトル $T_{t,k}$ の間に以下の(14)式のような線形の関係があるとすると、

$$Q_{t,k} = \beta \cdot Z_{t,k} + \gamma \cdot T_{t,k} \quad (14)$$

これを1つの県内の各集落で足しあわせて各集落の農地面積 A_k の合計で割れば、県レベルの統計で推計可能な誘導式が導かれる。また、県単位で計測される変数は、県内の農地ごとの属性に大きな違いがないと仮定すれば

説明変数に加えることができる。さらに、各県内の集落当たりの平均値や該当する集落の数の比率も、集落ごとの農地面積や該当する変数の水準に大きな違いがないと仮定すれば、説明変数に加えることができる。ただし、これらの仮定が十分満たされない場合に計測上の誤差が発生する可能性については留意する必要がある（註5）。これに定数項 c と誤差項 $\varepsilon_{t,K}$ 、さらに各県における農地流動化に影響を与える個別効果 δ_K を表す項を加えて、以下の(15)式について計量分析を行う。

$$q_{t,K} = c + \beta \cdot z_{t,K} + \gamma \cdot t_{t,K} + \delta_K + \varepsilon_{t,K} \quad (15)$$

ただし、 $q_{t,K}$ はある K 県における農地面積当たりの取引面積であり、 $z_{t,K}$ 、 $t_{t,K}$ は K 県内における変数 $Z_{t,K}$ 、 $T_{t,K}$ の単位面積当たりの平均値、あるいは県単位や集落単位で計測される変数である。

農地の取引費用に関連する説明変数 $t_{t,K}$ としては、生源寺編 [20] などの農業センサス分析におけるデータの取り扱いを参考にした上で、(1) 農地の特徴、(2) 集落内の農地市場の規模、(3) 集落機能に関する変数を用いる。これは、取引費用に関する Coase [4] や North [19] の理論的な整理から、農地の特徴に関する有用な属性の測定費用や、農地に関する契約の執行費用などが農地の取引費用として農地流動化を阻害していることが示唆されるためである。また、農地の取引費用に関する草苺 [15, 16] や藤栄 [6] などの既存研究のサーベイからは、取引費用が農業生産の外部性由来して発生することや、農地取引に関する公式・非公式の組織や法制度の活動が取引費用の水準に影響することが示唆されている。これに加えて、茅野 [2] などの既存研究を参考にした上で、(4) 農地取引に関係する生産条件を表す外生変数 $z_{t,K}$ を説明変数として導入した。農地の取引費用や農地取引に関係する生産条件に関する個々の説明変数とその根拠は以下のとおりである（註6）。

(1) 農地の特徴として、農振農用地の割合、基盤整備率ならびに農地転用率を用いる。

農地のうち農振農用地区域に指定されているものの比率が高いほど、農地法に基づく取引に比べて制度上の取引費用が小さい利用権設定による貸借が可能になり、また農地転用規制が強いことによって農外転用も抑制されるため、より活発に農地取引が行われるものと考えられる。また、「基盤整備率」が高いほど、農地の生産性が高まるだけでなく、農地の質に関する不確実性が低減されるために農地貸借が進むものと考えられる（國光 [13]）。さらに、「農地転用率」が高いほど、農地の潜在的な貸し手である農地保有者が農地を手元に置こうとする傾向が強くなることなどによって取引費用が増大し、農地流動化が抑制されるものと考えられる（神門 [7]）。

(2) 集落内の農地市場の規模として、集落内の田面積と農家率を用いる。これらの変数は、各集落における農地貸借市場の市場規模の代理変数として導入される。

藤栄 [6] の議論からは、農地の質や貸し手・借り手の種類・質に関する探索費用が低下するほど未利用農地率が低下することが示されている。よって、集落内の田面積が小さいほど、また農家率が低いほど集落内の農地市場の規模が小さいことから情報の非対称性が生じにくくなり、農地貸借がより促進されるものと考えられる。ただし、集落内の農地市場の規模が小さくすると農地の取引後のミスマッチによって生じる妥協費用が増加することや、集落内に非農家が多くなるほど農業集落としての機能を維持することが難しくなることを考えると、これらの変数が農地流動化に与える影響については先験的に判断することはできない。

(3) 集落機能として、DID（人口集中地区）までの所要時間、寄り合いの回数ならびに実行組合の有無を用いる。これらの変数は、North [19] によって指摘された、集落機能に代表されるインフォーマルな制度が農地の取引費用に与える影響を実証するために導入される。草苺 [16] が指摘するとおり、伝統的な組織が農地流動化に影響を与えている場合には、伝統や慣習といった暗黙のローカルルールが農地の利用調整に貢献していることになり、農地の取引費用の存在が示唆されることになる。DID までの所要時間は、人口集中地区や生活関連施設へのアクセスが確保されているかを表す。DID までの所要時間が短いほど、集落機能を維持するための生活環境が整っているため、取引費用を低減するための集落機能の役割がより活発になると考えられる。なお、DID までの所要時間は、集落と労働市場との関係を表している可能性もあるため、集落機能の水準に関する代理変数と一概には言えない可能性もある。また、寄り合いの回数が多い集落ほど、集落内の情報交換が盛んに行われ、農地に関する情報を入手するのにかかる取引費用が低減されるものと考えられる。さらに、実行組合が存在している集落では、農業生産に関する調整が行われる中で、農地に関する情報交換や利用調整が行われるものと考えられる。

(4) 生産条件として、生産調整比率、米価と農外賃金率の比率、ユニットコスト比率を用いる。本稿の命題3に関する議論で論じられたとおり、取引費用の存在下であっても、稲作の生産条件に関係するこれらの外生変数は農地流動化に影響を与えるものと考えられる。本稿では稲作の生産条件について茅野 [2] と共通の変数を用いている。まず、生産調整の影響を考慮するために、田の総耕地面積に対する生産調整の実施面積の割合である「生産調整比率」を計算した。草苺 [14] によって論じられているとおり、分析期間で行われた規模に関する一律的な生産調整は、農地の潜在的な借り手である大規模農家に対して、より大きな稲作所得の喪失をもたらすことから、農地流動化を阻害すると考えられる。また、命題3の含意に加えて茅野 [2] や伊藤 [11] における

第1表 変数の平均・標準偏差と説明

変数名	平均	標準偏差			意味	予想される符号
		全体	個体間	個体内		
借入面積率(出典:『世界農林業センサス』)	0.101	0.051	0.030	0.042	被説明変数	—
借入面積率(出典:『農地の移動と転用』)	0.0078	0.0041	0.0028	0.0030	被説明変数	—
農振農用地の割合	0.791	0.088	0.076	0.045	農地の特徴	正
基盤整備済み農地の割合	0.359	0.198	0.162	0.116	農地の特徴	正
田面積に対する転用面積の割合	0.0052	0.0019	0.0017	0.0008	農地の特徴	負
log(集落内の田面積)	2.862	0.538	0.538	0.070	集落内の農地市場の規模	正/負
集落内の農家率	0.278	0.107	0.081	0.071	集落内の農地市場の規模	正/負
DID までの距離が30分以内の集落の割合	0.592	0.175	0.125	0.123	集落機能	正
年に3回以上の寄り合いを行う集落の割合	0.813	0.092	0.071	0.060	集落機能	正
実行組合のある集落の割合	0.826	0.228	0.213	0.085	集落機能	正
log(米価/非農業平均賃金)	-2.896	0.279	0.079	0.267	生産条件	負
田面積に対する生産調整面積の割合	0.284	0.099	0.059	0.080	生産条件	負
ユニットコスト比率	1.440	0.202	0.098	0.177	生産条件	正

資料:農林水産省『世界農林業センサス』、『耕地及び作付面積統計』、『土地利用基盤整備基本調査』、『農地の移動と転用』、『ポケット農林水産統計』、『米及び麦類の生産費』,厚生労働省『毎月勤労統計調査年報』。

註:個体間の標準偏差とは県ごとの各時期の平均値の標準偏差を,個体内の標準偏差とは時期ごとの各県の平均値の標準偏差を表す。「集落内の農地市場の規模」については予想される符号を一意に決めることはできない。

議論を考えると,米価が低いほど,また非農業部門の賃金率が高いほど小規模農家の退出を通じて農地流動化が進行すると考えられることから,米価と農外賃金率の比率を説明変数として用いる。さらに,命題3からは大規模農家と小規模農家の技術水準の格差が大きいほど農地流動化が進行することが示唆されている。生産技術の規模間格差,あるいは規模の経済性を計測することは困難であるが,本稿では茅野[2]の議論に基づき,規模の経済性の代理変数として大規模農家と小規模農家の10a当たりの生産費の比率(ユニットコスト比率)を用いた。

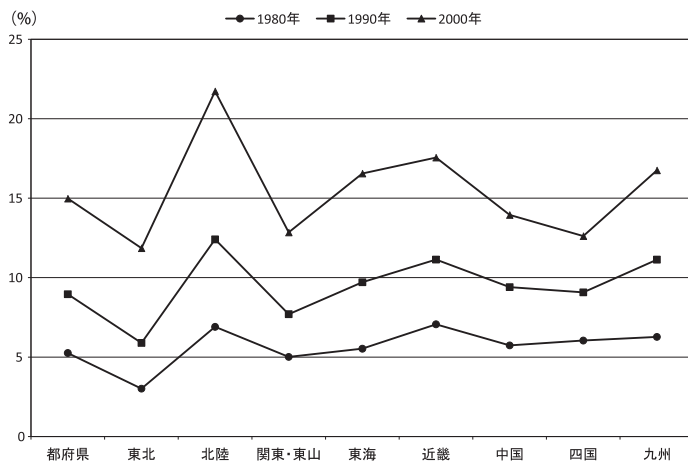
また,(15)式における個別効果 δ_k は,時間が経過しても変化しない地理的・心理的な要因に対する代理変数である。例えば,農業集落の農業地域類型は分析期間でほとんど変化しないため,農業集落の地域ごとの多様性が農地貸借に与える影響は個別効果の中に含まれる。また,農家が農地に対して持つ愛着心などの心理的な要因が分析期間内で変化しないとすれば,その影響も個別効果の中に含まれる。後述する第2図からもわかるとおり,本稿が分析の対象とする地域には地域類型が大きく異なる集落が含まれていることから,農地流動化の進捗にも明らかな地域性が観察される。このうちの,地域ごとに固有な要因の影響を制御しないことは,関心のある変数の推計値に除去変数バイアスをもたらす可能性がある。この個別効果は,後述するようなパネル分析の手法を用いることによって制御することができる。

2) データの説明

以下,計量分析に用いる変数の定義とデータの出典を説明する。各変数の平均値と標準偏差,また以下の議論から考えられる符号条件は第1表において示した。

被説明変数として第1に導入したのは,田の総耕地面積に占める農家と農家以外の事業者による借入面積の割合(借入面積率)である。分子となる借入面積の合計は、『世界農林業センサス』の『農家調査報告書』における「総農家の借入耕地面積(田)」に、『農家以外の農業事業者調査報告書』における「農家以外の農業事業者の借入耕地面積(田)」を加えることにより得られる。また,分母となる耕地面積は、『耕地及び作付面積統計』から得られる。なお、『世界農林業センサス』における「借入耕地」とは,農地法や農業経営基盤強化促進法に基づく公式の契約だけでなく,実態として借り入れとみなされる耕地を全て含むものであり,請負耕作や委託耕作についても,実際に借り入れとみなされる場合には借入耕地に含まれる。また、『耕地及び作付面積統計』における耕地面積には耕作放棄地は含まれていない。

第2図は,農地流動化の進捗を農区別に集計して図示したものである。各農区ごとに比較すると,北陸や近畿,九州などで農地流動化が進んでいる一方で,東北や関東・東山,四国などでは農地流動化が進んでいないという傾向が見取れる。また,3つの時点と比較すると,時間が経過するにつれて農地の貸借が進展しており,その速度は1980年から1990年の間よりも1990年から2000年までの間の方が早いということがわかる。都府県の平均値で見ると,借入面積率は1980年で5.3%,1990年で9.0%であるのに対して,2000年では15.0%となっている。このような借入面積率の上昇は,耕地面積の減少ではなく借入面積の上昇によるものである。この3時点において,都府県における田の耕地面積は1980年で280.0万ha,1990年で261.4万ha,2000年



第2図 借入面積率の地域別・年別の動向

資料：農林水産省『世界農林業センサス』『耕地及び作付面積統計』

で241.5万haとなっており、1980年に比べて2000年の水準は-13.8%の減少となっている。これに対して、同じ時点における都府県の田の借入面積は1980年の14.7万haから1990年には23.4万ha、2000年は36.2万haとなっており、1980年に比べて2000年の水準は約2.46倍にまで上昇している。また、時間が経過するにつれて平均値が上昇しているだけでなく、地域別の分散も広がっている。県別データの標準偏差を比較すると、1980年で0.19、1990年で0.30、2000年で0.45となっている。このような動向は、地域別に固有の効果が存在している一方で、地域ごとに異なる変化を生み出す要因が存在していることを示唆するものである。

以上のような『世界農林業センサス』に基づく統計は、全ての農家と農業事業体に対する悉皆調査であることから、公式の契約に基づかない「ヤミ小作」の動向についても把握できることから、農地流動化の進捗の指標として重要である。しかし、『世界農林業センサス』における借入面積は調査時点までに取引が行われている面積であり、各時点において取引された面積ではない。このような時点のずれが存在することは、長期契約に基づく農地取引を特定の年の農地取引に関する変数によって説明することにつながるため、以下で取り上げる変数の説明力を弱めるだろう。そこで、本稿では『世界農林業センサス』だけではなく、『農地の移動と転用』から得られる毎年の農地の権利移動に関する統計に基づく分析を行った。ただし、『農地の移動と転用』から得られるのは農地法・農業経営基盤強化促進法に基づく公式の契約による農地貸借のみであり、ヤミ小作については把握できない。中嶋〔18〕が指摘するように、取引費用の存在ゆえにヤミ小作が選択される可能性を考慮すると、『農地の移動と転用』の統計のみによって農地流動化の進展を測るこ

とには一定の留保が必要である。また、石井・河相〔10〕が指摘するとおり、『農地の移動と転用』における権利移動には構造変動に意味のないものが多く含まれており、また利用権の設定実績には利用権の再設定の分が含まれている。このため、「農地法許可・貸借権設定＋利用増進法（農業経営基盤強化促進法）・貸借権設定－利用権（貸借権）の終了」によって、農地貸借の純増分の実績を計算した（註7）。利用権設定に関する統計が『農地の移動と転用』から得られるのは1981年以降であるため、分析の対象とするのは1981・1990・2000年の3時点とした。これに対応して、説明変数も1981・1990・2000年の3時点のものを用いたが、『世界農林業センサス』に基づく説明変数のデータは1980・1990・2000年のものを用いた。また、変数が割合ではない「集落内の田面積」と「米価と農外賃金率の比率」については、推計される係数が%変化を表すものとするために自然対数を取った。

(1) 農地の特徴：農振農用地の割合、基盤整備率、農地転用率

これらの変数に関するデータは、『土地利用基盤整備基本調査』や『農地の移動と転用』などの県別データから得られる（註8）。まず、「農振農用地の割合」には、『土地利用基盤整備基本調査』から得られる田の総耕地面積に占める農振農用地区域の割合を用いた。また、「基盤整備率」には『土地利用基盤整備基本調査』から得られる田の総耕地面積に占める「20a以上に区画整理された耕地面積」の比率を用いた。なお、『土地利用基盤整備基本調査』における耕地面積は『耕地及び作付面積統計』に基づくものであり、他の項目とも整合的である。そして、『農地の移動と転用』から得られる田の転用面積の合計を、当該年の『耕地及び作付面積統計』に

おける田の耕地面積で割ることによって「農地転用率」を算出した。ただし、転用面積のうち、転用用途が「植林」「その他分類不能不明」であるものは農外転用と言うより耕作放棄とみなすべきであることから、本稿における転用面積からは除外した。

(2) 集落内の農地市場の規模：集落内の田面積，農家率

これらの変数のデータは、『世界農林業センサス』の『農業集落調査報告書』から得ることができる。これら2つは、集落当たりの値についての県別の平均値として計測される変数である。「集落内の農家率」としては、農業集落内の総戸数（行政区が別になっている非農家だけの集団を除く）のうちの農家の割合についての県別の平均値を用いた。「集落内の田面積」は『農業集落調査報告書』に記載されている農業集落当たりの田面積についての県別の平均値を利用した。

(3) 集落機能：DID までの所要時間，寄り合いの回数，実行組合の有無

これらの変数のデータは、『世界農林業センサス』の『農業集落調査報告書』から得られる集落単位のデータを利用して、各県の総農業集落のうち該当する集落の数の比率を計算して得られる（註9）。「DID までの所要時間」としては、総農業集落のうち「DID までの距離が30分以内の集落」の割合を用いた。「寄り合いの回数」は、総農業集落のうち「年に3回以上の寄り合いを行う集落」の割合を用いた。「実行組合の有無」は総農業集落のうち「実行組合のある集落」の割合を用いた。

(4) 生産条件：生産調整比率，米価と農外賃金率の比率，ユニットコスト比率

生産調整面積は農林水産省『ポケット農林水産統計』から得られる『水田農業経営確立対策実績調査結果表』（2000年）、『水田農業確立対策実績調査結果表』（1990年）、農林水産省農蚕園芸局資料（1980年）の実績面積を用いた。また、分母となる田の耕地面積は『耕地及び作付面積統計』から得た。米価は『米及び麦類の生産費』の県別データから得られる各県の60kg当たりの粗収益（副産物を含まない）を用いた。農外賃金率としては、厚生労働省『毎月勤労統計調査地方調査年報』から得られる「都道府県別常用労働者の平均現金給与額（事業所規模30人以上）」を用いた。また、ユニットコスト比率を計算する上で基礎となる統計は『米及び麦類の生産費』の「販売農家」についてのものである（註10）。ただし、『米及び麦類の生産費』の規模別データは農区別でしか記載されていないため、同じ農区内では共通のデータを用いた。また、「0.3ha未満層」には実質的には自給的な農家が多く含まれていると考えられるため、小農の階層としては「0.5～1.0ha層」のデータを利用した。大農のデータとしては基本的に「3ha以上層」を使用しているが、データが欠落している場合には「2.0～3.0ha層」のもの、これも入手できない場合は

さらに下層のデータを利用した（註11）。

3) 計量分析の結果

借入面積率を被説明変数とする(15)式の推計結果は第2表に示したとおりである。なお、定数項は記載を省略した。パネル分析の主な方法としては、個別効果を考慮しないプーリング推計に加えて、個別効果をダミー変数とみなして推計する固定効果（fixed effect）推計、個別効果が誤差項とは独立であることを仮定して一般最小二乗法により推計する変量効果（random effect）推計の3つがある。本稿の推計では個別効果の有無や誤差項の確率分布について理論的な仮定を置いていないため、3つの方法による推計結果の間で検定を行うことによって、最も有効な推計結果を選択する（註12）。

まず、『世界農林業センサス』に基づく借入面積率についての推計結果である第2表の(1)～(3)から検討する。(1)はプーリング推計、(2)は固定効果推計、(3)は変量効果推計の結果を示す。「個別効果の分散が0である」ことを帰無仮説とするBreusch-Pagan検定では帰無仮説は有意に棄却され（ $\chi^2(1)=32.64$, p 値 <0.001 ）、(1)のプーリング推計が一致推計であることが棄却される。また、個別効果と説明変数の間の無相関を検定するHausman検定では帰無仮説が棄却できず（ $\chi^2(11)=7.10$, p 値 $=0.791$ ）、(2)の固定効果推計と比べて(3)の変量効果推計の方が有効性の高い推計結果であることが示唆される。以上の検定結果からは、(3)の変量効果推計が最も有効性の高い推計方法であることが示されているため、変量効果推計による推計結果についてのみ論じる。

(3)の推計結果を見ると、水田の生産条件に関する変数だけでなく、農地の特徴、集落内の農地市場の規模、集落機能などの変数が有意となり、符号も予想されるものと整合的である。第1に、農地の特徴に関する変数を見ると、「基盤整備済み農地の割合」が農地流動化に有意な正の影響を持っていることが示されている。推計結果からは、基盤整備率が1%上昇すると、貸借される農地面積が0.17%上昇することがわかる。また、「田面積に対する転用面積の割合」も負で有意となっている。推計結果からは、転用面積率の1%の上昇は、農地貸借率を3.9%低下させることがわかる。「農振農用地の割合」は借入面積率に対する有意な影響を確認できなかった。第2に、集落内の農地市場の規模を表す「集落内の田面積」や「集落内の農家率」が負で有意となっている。第3に、集落機能に関する変数を見ると、「年に3回以上の寄り合いを行う集落の割合」が正で有意であることは、集落活動が農地流動化を促進する効果を持つことを示している。最後に、生産条件についての変数である「米価と非農業平均賃金の比率」や「田面積に対する生産調整面積の割合」が想定と同じ符号で有意となっている。

第2表 計量分析の結果

被説明変数に用いた統計書 パネル分析の手法	(1)		(3)		(4)		(5)		(6)			
	農林水産省『世界農林業センサス』 プーリング推計		固定効果推計		変量効果推計		農林水産省『農地の移動と転用』 プーリング推計		固定効果推計		変量効果推計	
農振農用地の割合	-0.00147 (-0.0323)	0.0326 (0.528)	-0.00260 (-0.0547)	0.00521 (0.946)	0.0283*** (2.668)	0.0110* (1.776)						
基盤整備済み農地の割合	0.0666*** (2.886)	0.166*** (4.009)	0.0894*** (3.458)	0.00150 (0.536)	-0.000966 (-0.138)	-0.000455 (-0.142)						
田面積に対する転用面積の割合	-2.974 (-1.351)	-4.457* (-1.821)	-3.880* (-1.900)	-0.107 (-0.403)	-0.306 (-0.746)	-0.0832 (-0.295)						
log(集落内の田面積)	-0.0341*** (-3.572)	0.0684 (1.032)	-0.0277** (-2.452)	-0.00137 (-1.163)	0.0136 (1.295)	-0.00139 (-1.023)						
集落内の農家率	-0.0863* (-1.815)	-0.112 (-1.196)	-0.114** (-2.005)	0.00261 (0.448)	0.0181 (1.187)	0.00349 (0.506)						
DIDまでの距離が30分以内の集落の割合	0.0524* (1.979)	0.0251 (0.813)	0.0307 (1.192)	0.000267 (0.0824)	0.00574 (1.119)	0.00113 (0.323)						
年に3回以上の寄り合いを行う集落の割合	0.0932** (2.427)	0.0891* (1.934)	0.0785** (2.154)	0.0146*** (3.109)	0.00937 (1.244)	0.0148*** (2.996)						
実行組合のある集落の割合	-0.0469*** (-2.955)	-0.00562 (-0.252)	-0.0234 (-1.347)	-0.000159 (-0.0813)	-0.00367 (-0.985)	-0.000789 (-0.353)						
log(米価/非農業平均賃金)	-0.0783*** (-3.212)	-0.0184 (-0.554)	-0.0692*** (-2.802)	-0.00587** (-2.001)	-0.00974* (-1.761)	-0.00683** (-2.131)						
田面積に対する生産調整面積の割合	-0.244*** (-3.703)	0.0527 (0.471)	-0.129* (-1.873)	-0.0174** (-2.083)	-0.0125 (-0.677)	-0.0191** (-2.035)						
ユニットコスト比率	0.0593*** (2.956)	-0.00729 (-0.443)	0.0156 (1.002)	-0.00118 (-0.496)	-0.00320 (-1.220)	-0.00181 (-0.804)						
R ²	0.672	0.889	-	0.252	0.409	-						

註：推計値の下の括弧は t 値を表す。分析に用いたサンプルの数は126。有意水準は、*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

また、『農地の移動と転用』から計算される借入面積率を被説明変数とした計量分析の結果は第2表の(4)～(6)に示されている。(4)はプーリング推計、(5)は固定効果推計、(6)は変量効果推計の結果を表す。Breusch-Pagan 検定では個別効果の分散が0であるという帰無仮説は有意に棄却され ($\chi^2(1) = 7.74$, p 値 = 0.005), (4)のプーリング推計が一致推計であることが棄却される。また、個別効果と説明変数の間の無相関を検定する Hausman 検定では帰無仮説が棄却できず ($\chi^2(11) = 12.91$, p 値 = 0.299), (5)の固定効果推計と比べて(6)の変量効果推計の方が有効性の高い推計結果であることが示唆される。以上の検定結果からは、(6)の変量効果推計が最も有効性の高い推計方法であることが示されているため、変量効果推計による推計結果についてのみ論じる。

(6)の推計結果を見ると、(3)の推計結果よりも有意性が低いものの、変数の符号条件はおおむね満たされていることがわかる。第1に、農地の特徴に関する変数を見ると、「農振農用地の割合」が借入面積率と正の相関を持つことがわかる。『農地の移動と転用』から得られる農地貸借面積は公式の契約に基づくものであるため、

これは農地のゾーニングが公式の貸借契約に基づく農地流動化を促進する効果を持つことを反映したものと考えられる。第2に、集落内の農地市場の規模を表す変数については、いずれも有意な結果が得られなかった。第3に、集落機能に関する変数を見ると、「年に3回以上の寄り合いを行う集落の割合」が正で有意であるものの、その他の集落機能に関する変数では有意な結果が見られなかった。最後に、生産条件についての変数は、「ユニットコスト比率」については有意な結果が見られないものの、「米価と非農業平均賃金の比率」が負で有意であり、また「田面積に対する生産調整面積の割合」が負で有意である。また、(3)と(6)の推計結果を比較すると、変数の符号はおおむね一致しているものの、有意になっている変数にいくつかの違いが見られる。例えば、「農振農用地の割合」は(3)では有意ではないが、(6)では有意である。これは、農地のゾーニングは公式の貸借契約を促進する効果を持つものの、ヤミ小作を含めた貸借契約を促進するとは限らないことを表していると考えられる。逆に、農地の特徴に関する「基盤整備済み農地の割合」や、集落内の農地市場の規模を表す「集落内の田面積」「集落内の農家率」は(3)では有意であるが(6)

では有意でない。これは、公式の契約に基づく取引の場合には機会主義的な行動を取ることが難しいため、農地の特徴や貸し手・借り手の質に関する情報の非対称性がヤミ小作による農地貸借を阻害するものの、公式の契約に基づく農地貸借を阻害するとは限らないことを反映したものと考えられる。

以上の計量分析の結果を、説明変数を設定する際に行った議論と関連づけると、以下のような解釈が可能である。まず、第2表の(3)の推計結果において「基盤整備済み農地の割合」「田面積に対する転用面積の割合」が、(6)の推計結果において「農振農用地の割合」が有意であるように、農地の特徴に関する変数が農地貸借の水準と有意な相関関係を持っていることが示されている。この結果は、草苜[15, 16]や藤菜[6]などのモデル分析で示されていた農業生産の外部性由来する取引費用の影響を実証するものとして解釈することができる。このため、基盤整備事業の実施・農地の適切なゾーニング・農地転用規制の強化などの政策的介入は、農地の取引費用を低減させることによって農地流動化を促進する効果を持つと考えられる。また、(3)の推計結果において「集落内の田面積」や「集落内の農家率」が負で有意であることは、集落内の農地市場の規模が小さいほど情報の非対称性が生じにくくなることから、取引費用が低減することにより農地流動化が進むという効果を示唆するものと考えられる。さらに、(3)(6)の推計結果において「年に3回以上の寄り合いを行う集落の割合」が有意であることは、農業集落が持つインフォーマルな制度が農地の取引費用を低減させる効果を示すものとして解釈することができる。このため、農業集落の機能を活性化させるような政策も農地流動化を促進する効果を持つと考えられる。以上の分析結果は、取引費用の影響によって農地の流動化が阻害されるという命題1の含意とも整合的である。最後に、第2表の(3)(6)の推計結果において「米価と農外賃金率の比率」と「田面積に対する生産調整面積」が有意であることは、命題3において論じられたように、取引費用の影響を考慮した場合でも、米価や生産調整などの生産条件と農地流動化の関係についての既存研究の含意が依然として有効であることを示すものである。なお、変数の有意性だけでなく、分析によって得られた係数の大きさそのものが制度に依存するものであることにも注意する必要がある。例えば、農地の相続税や譲渡所得税が引き上げられた場合、農地の資産価値が低下することから、たとえ一定の農地転用が行われていたとしても小規模農家が農地を保有し続ける傾向が弱まり、農地転用が農地流動化を阻害する効果が小さくなるかもしれない。

5. 結 論

本稿は、農地流動化を阻害する要因として取引費用の

影響の可能性を論じた後に、Deininger and Jin [5]による個別農家の意志決定モデルに基づいて農家が取引費用に直面した場合の農地貸借市場の部分均衡をモデル化し、取引費用によって貸借量と市場均衡地代がどのように変化するかを考察した。モデル分析の結果からは、農地の取引費用が農家の直面する地代を変化させるという効果と、農家の一部を農地貸借から退出させるという効果を及ぼすことによって、農地流動化を阻害することが示された。さらに、『世界農林業センサス』と『農地の移動と転用』から得られる2種類の借入面積率が被説明変数とした計量分析によって、農地の特徴に関する「農振農用地の割合」「基盤整備済み農地の割合」「田面積に対する転用面積の割合」や、集落機能に関する「年に3回以上の寄り合いを行う集落の割合」が農地貸借の水準と有意な相関関係を持っていることが示された。これらの推計結果は、農地貸借に影響を与える取引費用に関係する具体的な要因を示すものであると考えられる。このように、生産に直接関わる条件以外にも様々な社会経済的な要因が農地流動化に影響する状態では、農地利用に関する規制を撤廃することは必ずしも農地利用の効率化につながるとは限らない。むしろ、基盤整備事業への公共投資を行うことや、農地転用規制の強化などの制度構築を行うことなど、政府が取引費用を軽減するための制度を整備することが農地流動化に有効であると考えられる。また、集落機能に取引費用を低減させるという外部効果が存在するのであれば、集落活動に対する助成金が構造政策の1つとして機能しうる。このような市場取引の統治機構を整備することを前提条件として、市場メカニズムを通じた効率的な農地利用がはじめて可能になるのである。

本稿の分析で示された発見については、個票データや集落レベルのデータなどの、より集計度の低いデータを用いてさらに検証する必要がある。県レベルの集計データを用いた本稿の分析では、個々の農家が直面する取引費用の違い、例えば圃場の分散状況や貸し手・借り手の関係などが農地貸借行動に与える影響について分析を行うことができなかった。これに対して、個々の農家の取引行動と農家や地域の特性の関係を分析することは、農地をめぐる取引費用の要因をさらに解明することにつながるだろう。また、『世界農林業センサス』における経営体調査と集落調査を組み合わせた『農業集落カード』によって、集落内の農業構造と寄り合いや共同作業の状況についての集落活動について詳細な個票データが得られるため、集落機能が農業構造に与える影響をより詳細に分析することが可能である。さらに、本稿の計量分析には、分析に用いた説明変数が農業構造の中で内生的に決まるため、説明変数が被説明変数によって影響を受けるという逆の因果関係が生じることで内生性バイアスが発生している可能性があるという問題点が残っている。

このような計量的なバイアスは、操作変数としての条件を満たすデータを得た上で操作変数法を用いることによって回避することができる。このような分析は今後の課題としたい。

付録：第2節の命題1,2の数学的導出

農地貸借市場の均衡条件である(11)式をそれぞれ t^{in} , t^{out} について微分して整理することにより、以下の(16)(17)式が得られる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial S(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}})}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial t^{\text{in}}} &= \frac{\partial D(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}})}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial t^{\text{in}}} \\ &+ \frac{\partial D(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}})}{\partial r} + \frac{\partial D(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}})}{\partial t^{\text{in}}} \\ \Leftrightarrow \frac{\partial r}{\partial t^{\text{in}}} &= \frac{D'(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}}) + \frac{\partial D(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}})}{\partial t^{\text{in}}}}{S'(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}}) - D'(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}})} \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial S(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}})}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial t^{\text{out}}} - \frac{\partial S(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}})}{\partial r} \\ &+ \frac{\partial S(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}})}{\partial t^{\text{out}}} = \frac{\partial D(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}})}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial t^{\text{out}}} \\ \Leftrightarrow \frac{\partial r}{\partial t^{\text{out}}} &= \frac{S'(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}}) - \frac{\partial S(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}})}{\partial t^{\text{out}}}}{S'(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}}) - D'(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}})} \end{aligned} \quad (17)$$

ただし、 $S'(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}}) = \frac{\partial S(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}})}{\partial r}$, $D'(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}}) = \frac{\partial D(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}})}{\partial r}$ である。 $S'(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}}) > 0$, $D'(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}}) < 0$, $\frac{\partial S}{\partial t^{\text{out}}} < 0$, $\frac{\partial D}{\partial t^{\text{in}}} < 0$ であることから、(16)(17)式の右辺の分母は正であり、(16)式の右辺の分子は負、(17)式の右辺の分子は正である。これは、借り手に対する取引費用 t^{in} は市場均衡地代を下落させ、貸し手に対する取引費用 t^{out} は市場均衡地代を上昇させることを意味する。

ここで、(11)式を解くことで求められる市場均衡地代 r^* と貸借面積 $S(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}})$ あるいは $D(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}})$ について $t^{\text{in}}=0$, $t^{\text{out}}=0$ の周囲でテイラー展開による一次近似を行うことで以下の(18)(19)式が得られる。ただし、(18)(19)式の展開過程では、市場均衡地代 r^* が t^{in} , t^{out} の関数であり、 $t^{\text{in}}=t^{\text{out}}=0$ の場合には定義より $r^*=r^*$, $S(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}})=D(r+t^{\text{in}}, t^{\text{in}})=Q^*$ であることを利用する。

$$r^* \approx r^* + \left(\frac{\partial r}{\partial t^{\text{in}}}\right) t^{\text{in}} + \left(\frac{\partial r}{\partial t^{\text{out}}}\right) t^{\text{out}} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} S(r-t^{\text{out}}, t^{\text{out}}) &\approx Q^* + S'(r^*) \left(\frac{\partial r}{\partial t^{\text{in}}}\right) t^{\text{in}} + S'(r^*) \left(\frac{\partial r}{\partial t^{\text{out}}}\right) t^{\text{out}} \\ &- S'(r^*) t^{\text{out}} + \frac{\partial S(r^*)}{\partial t^{\text{out}}} t^{\text{out}} \end{aligned} \quad (19)$$

最後に、(18)(19)式における $\left(\frac{\partial r}{\partial t^{\text{in}}}\right)$ と $\left(\frac{\partial r}{\partial t^{\text{out}}}\right)$ に(16)(17)式の右辺を代入して整理することによって本文中の(12)(13)式が得られる。

(註1) ただし、梶井[12]による1968年の農林水産省『農家経済調査』による分析では上層農家の剰余が下層農家の所得を上回るという関係は確認されていないことが述べられている。盛田[17]でも、『米及び麦類の生産費』に関するデータの制約もあり四国ではこの関係が確認されていないとしている。また、『米及び麦類の生産費』における家族労働費の帰属計算が農家にとっての労働の機会費用と一致しているかも議論の余地がある。こうしたことから、「大規模借地農の成立条件」が全国的に成立していたかについては一定の留保を置く必要がある。

(註2) 本稿の分析では農地の売買を通じた流動化を考慮していない。これは、売買による所有権移転について、耕作を目的としたものが資産保有を目的としたものかを識別することが難しいためである。農地流動化は売買よりも貸借を通じたものが一般的であるもの(速水・神門[9])、売買を通じた流動化も一定の割合で行われている。農地の貸借と売買の選択を含めた農家の意志決定についてのモデルを構築することは今後の課題としたい。

(註3) 市場賃金 w の変化が農地貸借市場の均衡に与える影響の数学的導出についてはDeininger and Jin[5]の付録を参照のこと。なお、Deininger and Jin[5]では農外賃金の上昇が農地の借り手には影響を与えない($\frac{\partial D}{\partial w}=0$)ことを仮定した上で、市場賃金の上昇が農地供給の増大を通じて市場均衡地代の下落と取引面積の増大につながることを論じている。しかし、現代の日本農業では農地の潜在的な借り手も兼業農家である可能性があるため、市場賃金の変化が与える効果は一意には決まらない。生産物価格 p や生産技術 α の変化が市場均衡に与える影響についても同様に分析することができる。

(註4) ほぼ同様のデータは2005年の『農林業センサス』における『農山村地域調査報告書』からも得られるが、全域が市街化区域内にある集落が除外されるなど調査対象となっている農業集落の範囲が異なっているため、本稿の分析には含まなかった。

(註5) 計量分析において県単位で計測される統計を説明変数として用いることは、県内の農地ごとの属性の散らばりが大きい場合には計測上の誤差を発生させる可能性がある。また、集落当たりの値の単純平均や該当する集落の数の比率を説明変数として用いることも、集落ごとの農地面積が集落間で大きく異なる場合には計測上の誤差を発生させる可能性がある。農地の特徴や集落活動に関する多くの有用な属性の公式統計は集落単位や県単位でしか入手できないため、本稿では県別のパネルデータに基づく計量分析を行うが、分析結果には集計データを用いたことによる計測上の誤差の影響が含まれることには留意する必要がある。

(註6) 以下の説明変数は農業構造の中で内生的に決まる変数であるため、農地流動化との間に逆の因果関係が生じている可能性がある。例えば、農地流動化が進展している地域では、集落機能が活発になったり基盤整備事業が優先して進められたりする可能性がある。こうした内生性の存在を検定するためには説明変数と相関して推計式の誤差項とは相関がないという条件を満たす操作変数が必要である。しかし、本稿の計量分析は県レベルの統計を用いるものであるため、操作変数の条件を満たす外生変数を見つけるのは容易ではない。よって、本稿の計量分析には説明変数の内生性によるバイアスが発生している可能性があることを留意する必要がある。

(註7) 『農地の移動と転用』における「利用権の終了」には田畑を合計した面積しか記載されていない。このため、「利用権の終了」の田畑の間の比率が、同じ年における「利用増進

法・貸借権設定」の田畑の間の比率と同じであることを仮定して、田のみの「利用権の終了」の面積を推定した。

(註8) 『土地利用基盤整備基本調査』の調査時点は1975・1983・1993・2001年の3月31日であるため、4つの調査時点の間で線形補完を行うことによって『世界農林業センサス』における調査時点である調査年の2月1日と接続させた。また、『農地の移動と転用』に記載されているのは当該年の1月から12月までの転用実績であることから、同様に前年の統計との加重平均を取ることによって『世界農林業センサス』の調査時点と接続させた。

(註9) 本稿における集落機能に関する変数は、生源寺編〔20〕の議論でも採用されている代表的なものであるが、統計の区切りを変えた場合でも分析結果に変化は見られなかった。例えば、『世界農林業センサス』からは「DIDまでの所要時間」として「30分未満/30分～1時間/1時間～1時間半/1時間半以上」の集落数が連続したデータとして得られる。本稿では「DIDまでの所要時間が30分以内の集落の割合」を説明変数としたが、その他の区分、例えばDIDまでの所要時間が1時間以内の集落の割合を利用した計量分析においても分析結果に大きな変化はなかった。また、「農業集落の寄り合いの開催回数別農業集落数」については、寄り合いの回数が「1～2回/3～4回/5～6回/7～9回/10～12回/13回以上」の集落数がわかる。本稿では、年に3回以上の寄り合いを行っている集落では最低限の集落機能が維持しているとみなしたが、その他の回数、例えば年に10回以上の寄り合いを行っている集落の比率を説明変数とした計量分析を行っても分析結果に大きな変化はなかった。以上のことから、本稿の計量分析の結果は集落機能に関する変数の定義が変わった場合にも頑健であると言える。

(註10) 1991年以降の『米及び麦類の生産費』では、減価償却費と労働の能力換算を中心とした評価方法の変更が行われている。このため、項目ごとの対応を調べ、1991年の新旧両方式の評価結果から転換倍率を計算した上で、1990年以前の生産費を新基準のものに評価替えした。

(註11) 「3ha以上層」のデータが取れなかったのは以下の農区であり、括弧内の規模階層を大規模農家のデータとして用いている。2000年：四国(1.5～2.0ha) 1990年：中国(2.0～3.0ha)、四国(1.0～1.5ha) 1980年：東海・近畿・九州(2.0～3.0ha)、中国・四国(1.5～2.0ha)。データの欠落は調査対象のサンプル数が不足していることによるものであり、各農区の農業構造をある程度反映したものと考えられるため、地域ごとのユニットコスト比率の値として不適切ではないと考えられる。ただし、実際には各農区内においてユニットコスト比率は一定とは限らないため、各農区に同一のユニットコスト比率を用いることは説明変数に計測上の誤差を生じさせている可能性がある。

(註12) 分析に含まれる42の県に含まれる田の耕地面積には差があるため、通常の固定効果推計に加えて分析期間の三時点における耕地面積の平均値をウェイトとした固定効果推計を行ったが、推計結果の符号や有意性に大きな違いは見られなかった。また、農地の特徴に関する「農振農用地の割合」「基盤整備済み農地の割合」「田面積に対する転用面積の割合」には相互に相関関係があるため、多重共線性の影響を避けるために変数のいずれかを削除した上で第2表と同様の推計を行ったが、推計された係数の値や有意水準には大きな変化は見られなかった。

22-260)の助成を受けたものである。

引用文献

- [1] 安藤光義「耕作放棄問題の枠組みとその対策」矢口芳生編『経済構造転換期の共生農業システム』農林統計協会、第5章、2006、pp.136～171。
- [2] 茅野甚治郎「稲作における構造変動の要因分析」森島賢編『農業構造の計量分析』富民協会、第2部、第1章、pp.122～134。
- [3] Ciaian, P. and J. F. M. Swinnen, "Land Market Imperfections and Agricultural Policy Impacts in the New EU Member States: A Partial Equilibrium Analysis," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.88, No.4, 2006, pp.799～815。
- [4] Coase, R. H., *The Firm, the Market, and the Law*, University of Chicago Press, 1988。
- [5] Deininger, K. and S. Jin, "The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China," *Journal of Development Economics*, Vol.78, No.1, 2005, pp.241～270。
- [6] 藤栄剛「取引費用が農地取引に及ぼす影響に関する一考察」『農業経済研究』、第75巻、第1号、2003、pp.9～19。
- [7] 神門善久『日本の食と農：危機の本質』NTT出版、2006。
- [8] 速水佑次郎「経済発展における共同体と市場の役割」澤田康幸・園部哲史編『市場と経済発展』東洋経済新報社、第1章、2006、pp.15～41。
- [9] 速水佑次郎・神門善久『農業経済論』岩波書店、2002。
- [10] 石井啓雄・河相一成『国土利用と農地問題』農山漁村文化協会、1991。
- [11] 伊藤順一「稲作の構造変化と地域性」『農業総合研究』、第50巻、第4号、1996、pp.1～45。
- [12] 梶井功『小企業農の存立条件』東京大学出版会、1973。
- [13] 國光洋二『農村公共事業の経済評価』農林統計協会、2008。
- [14] 草薙仁「稲作農家の規模階層からみた減反政策の経済性」『農業経済研究』、第61巻、第1号、1989、pp.10～18。
- [15] 草薙仁「日本の米作とコメ政策の展開」奥野正寛・本間正義編『農業問題の経済分析』日本経済新聞社、第5章、1998、pp.115～141。
- [16] 草薙仁「伸縮的手法と伸縮的思考」泉田洋一編『近代経済学的農業・農村分析の50年』農林統計協会、2005、pp.159～169。
- [17] 盛田清秀『農地システムの構造と展開』養賢堂、1998。
- [18] 中嶋晋作「畑地の貸借契約の選択と土地改良投資」『農業経済研究』、第80巻、第3号、2008、pp.123～135。
- [19] North, D. C., *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press, 1991。
- [20] 生源寺眞一編『21世紀日本農業の基礎構造』農林統計協会、2002。
- [21] 生源寺眞一・中嶋康博「農業の構造問題と要素市場」中安定子・荏開津典夫編『農業経済研究の動向と展望』富民協会、第6章、1996、pp.106～118。
- [22] Skoufias, E., "Household Resources, Transaction Costs, and Adjustment through Land Tenancy," *Land Economics*, Vol.71, No.1, 1995, pp.42～56。

[付記] 本稿は特別研究員奨励費(課題番号20-6536および

(2007年11月26日受付、2010年5月31日受理)