



ジャワ農村における小作契約形態の決定因について —内生性バイアスを考慮に入れた実証分析

永井, 俊輔
福井, 清一
高篠, 仁奈

(Citation)

国際協力論集, 17(1):101-115

(Issue Date)

2009-07

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/81001451>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81001451>



ジャワ農村における小作契約形態の決定因について——内生性バイアスを考慮に入れた実証分析

永井俊輔*

福井清一**

高篠仁奈***

1. はじめに

契約のデザインを決定する要因については、多くの論文で理論的・実証的に検討され、論争があるが、決着はついていない (Chiappori et al.;2003)。

農地の小作契約に関しては、生産リスクと生産インセンティブが主要な決定要素であるとする3つの異なった理論的見解 (リスク・シェアリング仮説、権限委任仮説、取引費用仮説) がある (Braido;2006)。

第一は、依頼人・代理人モデルにより導出された、リスク・シェアリング仮説である (Stiglitz [1974], Holmstrom and Milgram [1987])。この理論によれば、地主・小作農間の情報の非対称性と収量の不確実性のもとで、小作農のモラル・ハザードが起こりうる場合に、小作農が危険回避的で地主が危険中立的であれば分益小作契約が最適契約として選択される。この場合、生産リスクと生産インセンティブの間には負の関係が成立することになる。

これに対して、Prendergast [2002] は、Rao [1971] による、インドではタバコのよいうな収量変動が大きい作物の場合に定額小作が選好される傾向があるという観察事実 (リスクとインセンティブの間に正の関係が認められる) にもとづき、リスクの大きな圃場では企業家精神が果たす役割がより重要となり、そのような圃場では、生産インセンティブが大きいことが選好されるという、リスク・シェアリング仮説とは異なる理論モデルを提示している。ここでは、この仮説を権限委任仮説

* 神戸大学大学院国際協力研究科学生
(現・京都大学大学院農学研究科学生)

** 神戸大学大学院国際協力研究科教授
(現・京都大学大学院農学研究科教授)

*** 北海道大学社会科学実験研究センター
日本学術振興会特別研究員

と呼ぶ。

以上の仮説以外に、Hoffman [1984]、Allen and Lueck らが主張する取引費用仮説がある。Hoffman は、16—17世紀フランスの資料にもとづき、小作農を監視する費用の低い葡萄畑の場合には、分益小作契約が選好される傾向にあることを示している。Allen and Lueck [1992] は、リスク分担は分益小作が選好される主要な動機ではなく、小作農による農地の過剰利用による土壌肥沃度の収奪が起こりやすく、生産量の過少申告を抑制するための取引費用が低いほど、分益小作契約が選択されるとし、現代アメリカの農地賃借に関する資料を用いて、小作農の資産規模や収量変動の大きさが、小作契約形態の選択に影響しないことを示した (Allen and Lueck [1999] も参照)。また、Allen and Lueck [1993] は、この議論を費用分担契約に拡張している。

以上の諸仮説の妥当性について、いくつかの実証研究があるが、その数は限られており、国や年代により分析結果が異なっている。

Akerberg and Botticini [2002] は、15世紀イタリアの資料を用い、Allen and Lueck による「小作農の資産規模や収量変動の大きさが、小作契約形態の選択に影響しない」という結果は、地主と小作農間の“endogenous matching”を考慮していないことによる内生性バイアスによってもたらされたものであり、この問題を操作変数を用いることによって修正すれば、より収量変動の大きな作物を選択する場合ほど分益小作契約

が選好されることを実証し、リスクと生産活動へのインセンティブの負の関係を支持する証拠を示した。また、Pandey [2004] は、インド農村のデータを用い、外生的に決定された様々な技術条件、生産リスク、地主、小作農のリスク回避度と小作形態との関係について、依頼人・代理人モデルによる比較静学分析から導出された理論仮説を、“endogenous matching”を考慮したうえで検証し、リスク回避とモラル・ハザードを考慮したリスク・シェアリング仮説を支持する結果を得ている。*

以上は、リスク・シェアリング仮説を支持する実証研究であるが、これに対して、Braido [2009] は、ICRISAT がインド農村で収集したデータを利用し、リスク・シェアリング仮説を支持しないという結果を導いている。† また、Dubois [2002] は、リスク分担と農地の肥沃度を両方考慮した動学的な最適契約のモデルを用い、リスク・シェアリング仮説と取引費用仮説のいずれが重要かを、フィリピンのデータにより、“endogenous matching”を考慮したうえで検証したが、農地過剰使用の誘因が大きいトウモロコシ作の場合は分益小作契約が選択され、土壌肥沃度の高い農地ほど生産誘因の大きな定額小作契約が選択される傾向があることから、双方の仮説とも単独では支持できないと結論付けた。

さらに、Fukunaga and Huffman [2008] は、小作農のみならず地主の属性の不均一性が、小作契約形態の選択に影響することを理

論的に説明した Huffman and Just [2004] による研究を踏まえ、現代アメリカのデータを用い、地主と小作農の個人属性をコントロールした選択モデルにより、地主・小作農間の“matching”を考慮したうえで、リスク・シェアリング仮説、取引費用仮説双方とも矛盾しないという結果を得ている。しかし、双方共に矛盾しないということは、全く別の理論が必要ということになる。

以上のように、リスク・シェアリング仮説、権限委任仮説、取引費用仮説についての見解が収斂しないのは、分益小作契約の生産インセンティブ抑制効果を暗黙の前提にした点に一因がある (Sadoulet et al. [1997], Fukui et al. [2002])。

この点を考慮し、Miwa and Fukui [2008] は、分益小作契約の生産インセンティブ抑制効果が認められないジャワ農村における調査データを用い、リスク・シェアリング仮説、取引費用仮説、有限責任制 (Laffont and Matoussi [1995]) などの諸仮説を検証した。その結果、小作農のリスク回避度が大きいほど、収量変動（危険）が小さいほど、分益小作が選択されやすいという、単独の理論仮説では説明不可能な分析結果を得た。前者は、期待効用理論における DARA (Decreasing Absolute Risk Aversion) 仮説と整合的であるが取引費用仮説とは整合的でない。一方、後者は、取引費用仮説と整合的であるが、小作農がより危険回避的である場合の期待効用理論とは整合的でない。また、永井 [2009] は、Miwa and Fukui と同じデータを用い、

分益小作契約の場合、定額小作契約の場合よりも生産効率が低いという事実は見出せないという、小作農が過剰投入を抑制するために分益小作契約が選好されるという取引費用仮説とは矛盾する分析結果を得ている。

ただし、Miwa and Fukui では、データの制約のため、小作農のデータのみを用いた分析をしており、“endogenous matching”による内生性バイアスの問題は考慮されていないという分析上の限界がある。本稿では、Miwa and Fukui と同じ調査地域において新たにデータ収集をすることでこの制約を克服し、地主の特性に関するデータをも含めたデータ・セットを用い、“endogenous matching”の問題をも考慮した計量経済学的手法を用い、小作契約形態の決定因についてより精緻な分析を行う。そのために、Akerberg and Botticini による、識別戦略を参考に、生産リスクの代理変数として作付回数と収量の標準偏差のデータを利用し、操作変数法を用いて対立する仮説を検証する。

以下では、まず、2 節において、調査地域の農業、労働市場、標本世帯の特性、そして、小作契約の特徴について説明し、3 節で、小作契約形態の選択モデルを、上述の計量経済学的手法により推計し、分析結果から、リスク・シェアリング仮説、権限委任仮説、および、取引費用仮説のいずれが、実態をよりよく説明するのかについて検討する。そして最後に、主要な分析結果を要約し、今後の研究課題について述べたい。

2. 調査地域における農業と小作契約

調査村は、ジョクジャカルタの市街地から車で30分～40分の農村地帯に位置し、人々は、比較的容易に非農業就業機会にアクセスできる経済環境にある。

ほとんどの農地は灌漑可能で、2期作、3期作も可能である（表1）。調査が実施された年度における調査世帯の農産物作付体系は、稲の3期作、稲プラス畑作物（野菜、トウモロコシ、サツマイモ、キャッサバ、大豆、落花生等）の3期作が8割を占めている。主要作物である稲の平年作収量水準は、ヘクタール当たり6トンと高いが、近年、トビイロウンカや鼠による被害を頻繁に受けるようになり、収量の変動は大きい（Fukui [2009a]）。

世帯調査は、2ヵ村から無作為に選んだ、地主・小作農計194世帯からの聞き取りによって行われた（表2）。地主と小作農の家計特性についてみると、小作農の方が労働力率が高く年齢も若い教育水準は低い傾向にある。地主の農地所有規模は0.6ha程度で、小作農

の平均経営規模は0.4ha強と、いずれも小規模である。したがって、地主は小作料収入のみで、小作農は農業収入のみでは生活できず、非農業就業機会に依存せざるを得ない経済環境にある（Fukui [2009a]）。地主は農地の所有権を保有しているため銀行等から融資を受けやすい立場にあり、小作農に比べ融資額（債務）も大きい。小作契約形態の決定因として重要な、土地を除く資産規模については、地主が圧倒的に大きい。

地主世帯の世帯主は、自らも農業を営む者もいるが、多くは、商業、公務員、その他の非農業に従事するか引退し年金生活に入っているかで、農業は副業的な位置づけにある（表3）。これに対して、小作農の場合は、90パーセントが農業を主たる職業としている。表3には示されていないが、この地域における農村世帯員の就業形態を年齢階層別に見ると、農業を主たる職業とする世帯員の年齢階

表1 調査地域における農業の特徴

1. コメの収量水準		雨季	乾季 I	乾季 II
2006年度（トン/ha）		5.7	5.9	6.2
2. 作付体系（%）				
3期作	稲－稲－稲	60.8		
	稲－稲－畑作物	18.9		
	稲－畑作物－畑作物	3		
	畑作物－畑作物－畑作物	2.4		
2期作	稲－稲	13		
	稲－畑作物	1.1		
1期作	稲	0.8		
計		100		

出所：調査結果より筆者作成。

表2 調査世帯の特性

	地主	小作農
世帯員数（人）	4.2	4
家族労働力（人）	2.1	2.3
世帯主の年齢（年）	59	54
世帯主の就学年数（年）	8.6	6.7
所有農地面積（m ² ）	5800	1301
うち 貸付農地面積	4248	32
借入農地面積	214	3025
経営面積	1766	4293
借入金額（1,000ルピア）	1956	1151
資産*（1,000ルピア）	40117	12320
世帯数	80	114

出所：調査結果より筆者作成。

注：資産については、情報が入手可能な、地主世帯60、小作農世帯90についての数値である。

表3 世帯主の就業形態

主な職業（人）	地主	小作農
農業	22	101
商業	12	4
教員	8	1
公務員	13	0
自営業	2	0
その他非農業	9	6
年金生活者	7	2
無職	7	0
計	80	114

出所：調査結果より筆者作成。

層は高く非農業に従事する世帯員の年齢は低いという、明瞭な関係がある（Jangkung and Fukui [2009]）。これらの事実、農家世帯員のうち、高齢で教育水準の低いものが農業に従事し、若くて教育水準の高い世帯員は、所得水準の高い非農業に従事する傾向にあることを示唆している。

農地売買市場については、売買による所有権の移転は限定的で、相続による所有権の移転が一般的である（Fukui [2009b]）。一方、農地賃貸借市場における取引は頻繁に行われている。我々の調査世帯では、分益小作契約が8割で定額小作契約は2割と、分益小作が支配的である。分益小作契約にも、Maro（50：50の配分率）、Morolimo（地主6割、小作農4割の配分率）、Morotelu（地主3分の2、小作農3分の1の配分率）の3種類の形態があり、Maroが最も多い。

以下では、次節で考察する小作契約形態の決定因について記述統計を用いて概観する。決定因として、特にリスク・シェアリング仮説と関連して重要な変数は、①地主の危険回

避度、②小作農の危険回避度、③生産リスクの大きさである。また、権限委任理論と関連して、③生産リスクの大きさと、④地主の企業心が重要であり、取引費用仮説の観点からは、⑤地主、小作農のモラル・ハザードの可能性の大きさが重要である。これ以外にも、⑥小作料減免慣行のような有限責任制、⑦小作農が直面する資金制約も、影響する可能性がある（Miwa and Fukui [2008] 参照）。本稿では、①②④の代理変数として資産保有額、③の代理変数として作付回数（作付回数が多ほど変動が大きい）、灌漑条件を用いる。また、⑤の代理変数には地主・小作農間の血縁関係、契約期間を用いて、上述の要素について実態を概観しておく。⑥については、小作農の資産保有額と高い相関があると予想されるので、ここでは、考察の対象から除外する。

表4は、以上の指標について、分益小作対定額小作の平均値で比較したものであるが、これによると、危険回避度は小作農の方が大きく、地主の方が小さい。灌漑条件は、分益小作契約を結んでいる農地の方が良く、生産リスクは分益小作地の方が大きい。契約期間は分益小作契約の場合の方が長く、血縁関係にある割合も分益小作契約の方が高い。また、減免慣行は分益小作の方が多い。

以上は平均値で比較したものであり、統計学的検証は次節で行う。

表4 小作契約形態の特徴

小作契約形態	分益小作	定額小作
契約筆数 ¹	159	35
契約期間 (年)	11.2	7.1
減免慣行 (%)	32.9	7.4
相手方と血縁関係がある比率 (%)	33.6	29.6
灌漑条件 ²	1.2	1.4
年間作付回数	2.72	2.33

出所：調査結果より筆者作成。

注1：分益小作について契約形態の内訳は、Maro、Morolimo、Morotelu がそれぞれ81、49、29である。

注2：条件ごとに、技術灌漑＝1、準技術灌漑＝2、非技術灌漑＝3、天水灌漑＝4、の値をとる変数。

注3：表には、世帯を分析単位とした平均値を示す。

3. 分析方法と結果

1) 推定方法と変数の定義

リスク・シェアリング仮説、権限委任仮説、取引費用仮説のいずれが、ジャワ農村の小作契約をよりよく説明しうるかについて検証するため、本稿では内生性を考慮した契約選択モデルを用いる。

$$y^* = b_1c^* + b_2x + b_3z_1 + u_1 \quad \cdots(1)$$

$$y = 1 \text{ if } y^* > 0$$

$$y = 0 \text{ if } y^* \leq 0$$

$$c^* = a_1x + a_2z_2 + u_2 \quad \cdots(2)$$

(1)式は、小作契約の選択に関する推定式である。ここで、 y^* は定額小作契約を愛好する程度に関する潜在変数（実際には観測できない変数）であるが、われわれは y^* に対応して変化する y のみを観測することができる。 y は、もし $y^* > 0$ であり定額小作契約を選択した場合には1をとり ($y = 1$)、

$y^* \leq 0$ で分益小作契約を選択した場合には0をとる ($y = 0$) 変数である。説明変数の c^* はリスクの程度を表し、 x と z_1 は契約選択に影響する外生変数ベクトルである（変数の詳細については、(2)式の変数とともに後述する）。そして、 u_1 は撓乱項を表し、標準正規分布に従うと仮定する。

(2)式は、仕事のリスクと小作のマッチングの推定式であり、内生性の問題を回避するために1式と同時推計する。 c^* および x は、契約選択モデル（1式）と同じく、仕事のリスクと外生変数ベクトルであり、 z_2 はマッチングの推定式のみに含まれる外生変数である。そして、 u_2 は撓乱項を表す。

各変数の定義と記述統計については、表5に示す。内生変数である契約形態 (y) についてみると、標本全体（165契約）の内、定額小作契約を選択しているのは16%だけであり、80%以上が分益小作契約を選択している。同じく内生変数である、小作農が行う仕事のリスク (c^*) については、作付回数と収量変

表5 変数の定義と記述統計

変数名	単位	定義	平均値	標準偏差	最小値	最大値
内生変数						
契約形態	ダミー変数	1 = 定額契約、0 = 分益契約	0.16	0.37	0	1
作付回数	回	年間の作付回数	2.67	0.56	1	3
収量変動	標準偏差	収量の標準偏差	0.55	1.12	0.00	8.00
外生変数						
両方の推定式に含まれる変数						
小作の資産	億ルピア	小作農の資産額	0.09	0.12	0.00	0.72
村ダミー	ダミー変数	1 = 村 A、0 = 村 B	0.75	0.43	0	1
契約選択の式にのみ含まれる変数						
契約期間	年	地主と小作農の契約継続年数	10.36	9.59	1	57
減免慣行	ダミー変数	1 = 減免慣行あり、0 = なし	0.28	0.45	0	1
血縁関係	ダミー変数	1 = 血縁関係あり、0 = なし	0.33	0.47	0	1
マッチングの式にのみ含まれる変数						
耕作面積	ha	耕作面積	0.17	0.11	0.03	0.80
技術灌漑	ダミー変数	1 = 技術灌漑を使用、0 = その他	0.15	0.35	0	1
準技術灌漑	ダミー変数	1 = 準技術灌漑を使用、0 = その他	0.67	0.47	0	1

出所：調査結果より筆者作成。

注：表には、筆ごとの小作契約を分析単位とした平均値を示す。観測数は165である。

動を代理変数としてそれぞれ推定に用いる。作付回数は1, 2, 3という値をとる離散変数であり、作付回数が多くなるほど、リスクが高くなると想定する。作付回数の分布状況は、三期作、二期作、一期作がそれぞれ、全体の70.9%、24.9%、4.2%を占めている。収量変動は、雨季、乾季Ⅰ、乾季Ⅱの3期の収量の標準偏差である。収量変動は連続変数であり、数値が高いほどリスクが高い。

外生変数の定義と概要は以下の通りである(表5)。小作農の資産は、小作農のリスク回避度を表す代理変数である。資産が多いほど、リスク回避度は低くなると想定している。また、このサンプルには二つの村が含まれており、村Aを表すダミー変数を作成した。75%以上が村Aであり、残りは村Bである。

契約期間は、同じ地主と小作農が何年間契約を継続させているかを表している。平均年数は約10年間である。減免慣行とは、不作時における小作料支払の減免あるいは所得移転の有無を示すダミー変数で、有限責任制の有無を表している。約30%は減免慣行付きの契約を結んでいる。血縁関係は、地主・小作農間に血縁関係があるかどうかを示すダミー変数であり、約30%の契約において、地主と小作農が血縁関係にある。耕作面積は、平均が約0.17haとなっている。灌漑設備について、このサンプルには、最も良い設備である技術灌漑(全体の14%)、次に良い設備の準技術灌漑(67%)、三番目に良い非技術灌漑(17%)、最も悪い天水灌漑(約1%)、という4種類の灌漑設備が含まれている。本稿では、

非技術灌漑と天水灌漑を基準とし、技術灌漑ダミーと準技術灌漑ダミーを分析に使用した。

上述の通り、 c^* のデータとして二つの候補（収量変動と作付回数）があるが、それぞれに採用する推定手法が異なる。 c^* のデータとして、収量変動を使用した場合、(2)式の被説明変数は連続変数であり単純な線形モデルとなる。同時推定は二段階で行うが、第一段階では、マッチングの推定式（2式）をOLSで推定して c^* の理論値を計算する。第二段階では、その理論値を c^* のデータとして契約の推定式（1式）のProbit推定を行うという方法をとる。

c^* のデータとして離散変数である作付回数を使用する場合、同時方程式体系の推定手法として、Cai and Kalb (2006) が提示する、二段階推定法と完全情報最尤法(FIML)を用いる。

二段階推定法の手順は、上述の収量変動の場合と同様であるが、被説明変数が離散変数となるため、マッチングの推定式（2式）を次のような順序選択モデルに置き換える。

$$\begin{aligned} c^* &= a_1x + a_2z_2 + u_2 && \dots(3) \\ c &= 3 \text{ if } s_2 \leq c^* < +\infty \\ c &= 2 \text{ if } s_1 \leq c^* < s_2 \\ c &= 1 \text{ if } -\infty < c^* < s_1 \end{aligned}$$

ここで、攪乱項 u_2 は標準正規分布に従うと仮定する。次に、第一段階の推定では、マッチングの推定式である(3)式をOrdered Probitで推定して、 c^* の理論値を計算する。

第二段階では、 c^* の理論値を、契約選択の推定式である(1)式の c^* に代入し、Probitで推定する。[†] ただし、このような二段階で推定されたパラメーターは、有効性を持たないが、一貫性を持つことが指摘されている(Cai and Kalb 2006)。

そのため、本稿ではCai and Kalb (2006) に倣い、有効性と一貫性を持つ推定方法である完全情報最尤法(FIML)も使用する。[‡] FIMLでは、まず、契約に関する(1)式とマッチングに関する(3)式を誘導形に変形した上で、契約の選択の被説明変数（二値）とマッチングの被説明変数（三値）の組み合わせで得られる六通りの事象について、各事象が生じる確率を定義する。次に、実際の観測データを固定した上で説明変数の各係数の取りうる種々の値に対する確率（尤度関数）を定義し、対数尤度が最大となるようにパラメーターを推定する。

2) 推定結果

表6は契約選択に関する(1)式の推定結果であり、表7はマッチングに関する(2)式および(3)式の推定結果である。作付回数のデータを使用した二段階推定の結果（表6の二列目）からは、作付回数の契約形態決定への有意な影響がみられない。符号に関しては、推定結果(1)ではマイナスであり、推定結果(2)ではプラスになっている。しかし、推定結果(1)のP値が非常に高いことを考慮すると、符号はプラスである可能性が高い。このように、作付回数に関する本稿の分析結果は、生

産リスクが契約形態の選択に影響を及ぼしているとは言えないことを示しており、Akerberg and Botticini [2002] とは異なる結果となった。一方、生産リスクが大きいほど定額小作契約が選択されやすいという結果を示した Miwa and Fukui [2008] とは、有意か否かで異なるものの、符号の向きは同じという結果になった。それに対して、小作農の資産は正に有意な効果が検出されている。つまり、小作農のリスク回避度が低いほど、定額小作契約が選択されやすくなることを示しており、Akerberg and Botticini [2002], Miwa and Fukui [2008] と整合的な結果である。マッチングに関する結果（表7）をみると、作付回数の選択要因として、小作農の資産は有意となっていない。つまり、小作のリスク回避度によって、作付回数が増えるとは言えないのである。Akerberg and Botticini [2002] は、資産と仕事のマッチングを部分的に実証しており、本稿とは異なる結果である。この他に、減免慣行があると分益小作契約を選択しやすくなる傾向を推定結果は示している。これは、有限責任制がある場合に分益小作契約が選択されることを示した Basu [1992] の理論と整合的な結果である。

表6および表7の三列目と四列目は、作付回数のデータを使用した FIML 推定の結果である。二段階推定と同じく、作付回数は有意でなく、小作の資産はプラスに有意となっている。また、減免慣行も有意ではないが、P 値は依然低い水準にある。そのため、

FIML 推定の結果は、二段階推定の結果と大きくは異ならないと言える。五列目と六列目は、収量変動のデータを使用した二段階推定の結果である。契約形態の構造式に関しては、作付回数のデータを使用した推定結果と大きくは変わらない。しかし、マッチングの推定結果に関しては、有意な変数がひとつもなく、決定係数も極端に低い。このような結果となった可能性として、ここで用いた収量変動の指標が必ずしも生産リスクを表しているとは言えないという点を挙げることができる。

本節の最後に、分析結果をまとめる。マッチングに関しては、耕作面積と村ダミーが有意になっているが、小作の資産が与える有意な効果は確認されなかった。これは、小作が仕事を選択する際に、リスク回避を考慮しているとは言えないことを意味している。契約選択に関しては、作付回数など仕事のリスクが与える有意な効果は認められなかった。それに対して、資産の少ない小作農は分益小作契約を選択しやすくなることが確認された。Akerberg and Botticini は、資産の少ない小作農や生産リスクが高い場合、分益小作契約が選択されやすくなることを実証している。つまり、本稿の分析結果は、小作農の資産に関しては Akerberg and Botticini、および、Miwa and Fukui と同様の結果であったが、生産リスクに関しては前者と異なり、後者と整合的な結果となった。

表6 契約選択モデル（1式）の推定結果

仕事のリスク変数 推定法	(1)作付回数 二段階	(2)作付回数 二段階	(3)作付回数 FIML	(4)作付回数 FIML	(5)収量変動 二段階	(6)収量変動 二段階
作付回数	-0.004 [.993]	0.368 [.568]	0.060 [.894]	0.270 [.536]		
収量変動					0.564 [.502]	0.503 [.568]
小作の資産	1.918* [.055]	1.763* [.068]	1.900* [.074]	1.844* [.075]	1.818* [.052]	1.835** [.050]
村ダミー	-0.516 [.393]	-0.923 [.224]	-0.619 [.203]	-0.782* [.064]	-0.625** [.049]	-0.609* [.055]
契約期間	-0.025 [.192]	-0.024 [.214]	-0.022 [.335]	-0.019 [.367]	-0.024 [.213]	-0.024 [.214]
減免慣行	-1.003** [.016]	-1.032** [.015]	-0.895 [.146]	-0.803 [.162]	-1.038** [.014]	-1.032** [.015]
血縁関係	-0.059 [.830]	-0.040 [.885]	-0.105 [.700]	-0.091 [.711]	-0.037 [.892]	-0.040 [.885]
定数項	-0.391 [.336]	-0.031 [.965]	-0.410 [.271]	-0.396 [.177]	-0.593 [.164]	-0.609 [.209]
疑似決定係数	0.129	0.131			0.132	0.131
対数尤度	-64.1	-63.9			-63.8	-63.9

出所：調査結果より筆者作成。

注：***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を表す。[]内の数値はP値を表す。この表には、同時方程式体系の契約選択に関する推定結果のみ掲載しており、マッチングの推定結果については表7に示す。

表7 マッチング（2式、3式）の推定結果

仕事のリスク変数 推定法	(1)作付回数 二段階	(2)作付回数 二段階	(3)作付回数 FIML	(4)作付回数 FIML	(5)収量変動 二段階	(6)収量変動 二段階
小作の資産	-1.107 [.209]	-1.202 [.168]	-1.123 [.230]	-1.194 [.180]	-0.163 [.831]	-0.143 [.850]
耕作面積	1.728* [.076]	1.623* [.095]	1.907* [.076]	1.677* [.093]	1.225 [.142]	1.189 [.152]
村ダミー	1.032*** [.000]	1.028*** [.000]	1.023*** [.000]	1.024*** [.000]	0.147 [.479]	0.130 [.527]
技術灌漑	0.558 [.155]		0.481 [.233]		-0.075 [.807]	
準技術灌漑	0.371 [.159]		0.339 [.270]		0.096 [.677]	
定数項					0.200 [.488]	0.270 [.199]
lower cut-off	-0.690** [.039]	-1.020*** [.000]	-0.701** [.047]	-1.015*** [.000]		
upper cut-off	0.660** [.046]	0.312 [.174]	0.650* [.061]	0.318 [.203]		
ρ			-0.422 [.309]	-0.594* [.083]		
疑似決定係数	0.128	0.117				
対数尤度	-104.1	-105.5	-165.1	-166.1		
調整済み決定係数					-0.010	-0.0001
観測数	165	165	165	165	165	165

出所：調査結果より筆者作成。

注：***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を表す。[]内の数値はP値を表す。この表には、同時方程式体系のマッチングに関する推定結果のみ掲載しており、契約選択の推定結果については表6に示す。 ρ は、1式と3式における攪乱項の相関係数を表す。

4. おわりに

本稿では、リスク・シェアリング仮説、権限委任仮説、取引費用仮説のいずれが、ジャワ農村の小作契約を、よりよく説明しうるかについての検証をおこなった。

分析結果は、小作農の危険回避度が大きいほど分益小作契約が選考されやすいという意味では、リスク・シェアリング仮説と整合的であるが、生産リスクが大きいほど定額小作契約が選択されやすい、という点では、統計学的に有意ではなかったものの権限委任仮説と整合的である。しかし、調査対象地域における、分益小作契約の生産インセンティブ抑制効果に対する否定的な分析結果を考え合わせると（永井 [2009]）、ジャワ農村の実態は、取引費用仮説と整合的でない。このように、本稿の分析結果は、“endogenous matching”の問題を考慮に入れても、3つの理論仮説単独ではジャワ農村の実態を説明できないという、Miwa and Fukui による観察事実と整合的である。

また、減免慣行が付帯しているほど、分益小作契約が選択されやすい、という結果は、有限責任制に関する Basu [1992] の命題と整合的であった。

以上のように、本稿は、小作契約の決定要因に関する論争に一石を投じたといえるが、今後検討すべき課題もある。

まず、本稿の分析結果は、小作契約形態に関する諸仮説と完全に一致するものではない。分析結果を全て説明できる、新たな理論仮説を考える必要があるのかもしれない。この点

で、既往研究で前提にされている期待効用仮説を疑ってみることも一考の余地がある（高篠、福井、Jangkung [2009]）。

次に、本稿では、データの制約から、生産リスクの指標として、一年間の収量変動の標準偏差と作付回数をを用いたが、はたして、これが適切であったか慎重に検討すべきである。

さらに、減免慣行については、ジャワ農村における地主・小作農間の個人的信頼関係と密接な関係があるものと推察される。もし、そうなら、この変数は、有限責任制の指標というよりも、血縁関係や契約期間と同様、地主・小作農間の一種の信頼関係を通して取引費用を軽減する機能を果たす要素の代理変数と見るべきなのかもしれない。もし、そうなら、取引費用仮説も部分的には小作形態を説明できるということになる。この点についても、さらなる検証が必要であろう。

* 本稿は、平成19・20年度・科学研究費補助金（課題番号：19580251、基盤研究（c）研究代表者：福井清一）の交付を受けて実施した調査研究の成果である。

引用文献

- Akerberg, D. A. and Botticini, M. (2002). M. “Endogenous Matching and the Empirical Determinants of Contract Form,” *Journal of Political Economy*, 110(3), 564-591.
- Allen, D. and Lueck, D. (1992). “Contract Choice in Modern Agriculture,” *Journal of Law & Economics*, 35(2), 397-426.
- . (1993) “Transaction Costs and the Design of Cropshare Contracts,” *Rand*

- Journal of Economics*, 24(1), 78-100.
- . (1999). "The Role of Risk in Contract Choice", *Journal of Law, Economics, and Organization*, 15(3), 704-736.
- Basu, K. (1992). "Limited liability and the existence of share tenancy", *Journal of Development Economics*, vol.38, pp.203-220.
- Braido, L. H. B. (2006). "Insurance and Incentives in Sharecropping", in P. A. Chiappori and C. Gollier (eds.), *Competitive Failure in Insurance Markets: Theory and Policy Implications*, MIT Press.
- . (2009). "Evidence on the Relationship between Risk and Incentives", Graduate School of Economics, Getulio Vargas Foundation; Praia de Botafogo, Rio de Janeiro, Brazil.
- Cai, L. and Kalb G. (2006). "Health status and labor force participation: evidence from Australia", *Health Economics*, vol.15, pp.241-261.
- Chiappori P.-A. and Salanie B. (2003) "Testing Contract Theory: A Survey of Some Recent Work", in M. Dewatripont, L. Hansen and P. Turnovsky, eds., *Advances in Economics and Econometrics- Theory and Applications*, Eighth World Congress, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Dubois, P. (2002). "Moral Hazard, Land Fertility and Sharecropping in a Rural Area of the Philippines", *Journal of Development Economics*, 68(1), 35-64.
- Fukui S. (2009a). "Agriculture and Household Economy", in N. Iwamoto and S. Hartono eds. *Economic Structure and Social Institutions in Rural Java*, Indonesia, Gadjah Mada University Press, Ch.5.
- . (2009b). "Land Tenancy Market and Determinants of the Contract", in N. Iwamoto and S. Hartono eds. *Economic Structure and Social Institutions in Rural Java*, Indonesia, Gadjah Mada University Press, Ch.2.
- , Hartono, S. and Iwamoto, N. (2002). "Risk and Rice Farming Intensification in Rural Java," *Japanese Journal of Rural Economics*, 4, 32-43.
- Fukunaga, K. and Huffman, W. E. (2008). "The Role of Risk and Transaction Costs in Contract Decision: Evidence from Farmland Lease Contracts in U. S. Agriculture," *American Journal of Agricultural Economics*, forthcoming.
- Hoffman, P. T. (1984) "The Economic Theory of Sharecropping in Early Modern France", *Journal of Economic History*, 44(2), 309-319.
- Holmstrom, B. and Mirgrom P. (1987) "Aggregation and Linearity in the Provision of Intertemporal Incentives", *Econometrica*, 55(2), 303-328.
- Huffman, W. E. and Just, R. E. (2004). "Implications of Agency Theory for Optimal Land Tenure Contracts," *Economic Development and Cultural Change*, 52, 617-643.
- Laffont, J.-J. and Matoussi, M. (1995). "Moral Hazard, Financial Constraints, and Sharecropping in El Oujia," *Review of Economic Studies*, 62(3), 381-39
- Miwa, K. and Fukui, S. (2008). "Impact of Risk and Kinship Relations on Tenancy Contract Form: A Case Study in Rural Java," 『農林業問題研究』第171号, 364-365.
- Mulyo J. H. and Fukui S. (2009). "Labor Market Structure", in N. Iwamoto and S. Hartono eds. *Economic Structure and Social Institutions in Rural Java*, Indonesia, Gadjah Mada University Press, Ch.3.
- Pandey P. (2004). "Effects of Technology on Incentive Design of Share Contracts," *American Economic Review*, 94(4), 1152-1168.
- Prendergast, C. (2002). "The Tenuous Trade-off between Risk and Incentives," *Journal of Political Economy*, 110(5), 1071-1102.
- Rao, C. H. H. (1971) "Uncertainty, Entrepreneurship, and Sharecropping in India," *Journal of Political Economy*, 79(3), 578-595.
- Sadoulet, E., de Janvry, A. and Fukui, S. (1997). "The Meaning of Kinship in Sharecropping Contracts," *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2), 394-406.
- Stiglitz, J. E. (1974). "Incentive and Risk

Sharing in Sharecropping,” *Review of Economic Studies*, 41 (2), 219-255.

永井俊輔 (2009) 「分益小作の生産効率性と地主・小作関係：中部ジャワ農村の事例より」
神戸大学大学院国際協力研究科、修士論文。

高篠仁奈、福井清一、Jangkung Handoyo Mulyo (2009) 「分益小作論における期待効用仮説の妥当性について——実験ゲームによる検証」『国民経済雑誌』第199巻第4号、近刊。

注

* ただし、インドを初めとする南アジアでは、分益小作契約の方が生産インセンティブが抑制される傾向があるが、そうでない場合、この種の依頼人・代理人モデルは非現実的である。

† Braido [2009] は、小作契約形態の異なる複数の筆を賃借する小作農のデータを用いることにより、小作農のリスク回避の異質性と生産リスクの相関による推計結果のバイアスの問題を回避している。また、生産リスクの代理変数として確率的生産関数の推計結果から計算された残差を用いることにより、小作契約形態が生産リスクに影響するという仮説を検証している。この論文の場合、生産関数の推計結果が示されていないが、生産関数の推計に当たっては、生産要素間の相関による多重共線性の問題、生産量と生産要素投入量の同時決定による内生性バイアスの問題に注意を要する。

‡ この手法は、Stata のコマンドを組み合わせることで推定が可能なので、Stata で推定を行う。

§ FIML の特徴は、撓乱項 u_1 と u_2 の相関を考慮しているという点にある。Akerberg and Botticini (2002) も FIML を使用した推定を行っている。本稿では、TSP でプログラムを書き FIML 推定を行った。

An Empirical Study of Land Tenancy Contracts in Rural Java—Taking into Consideration of the “Endogenous Matching”

NAGAI Shunsuke*

FUKUI Seiichi**

TAKASHINO Nina***

Abstract

This paper tests three alternative hypotheses: risk sharing hypothesis, delegation hypothesis and transaction cost hypothesis, on the determinants of land tenancy contracts, taking into consideration of the “endogenous matching”. We used the data from rural Java where the personal ties between the land owners and tenants play an important role to mitigate transaction costs potentially caused by moral hazardous behavior. Following Akerberg and Botticini, we applied the IV probit model which can control the endogenous matching. While the indicator of risk, crop rotation or yield variation may be endogenous, we can not find that its treatment had little consequence. The results of estimation showed that the degree of tenant's risk aversion has a positive effect on the choice of share tenancy contract, while risk did not show a significant positive impact on the choice of the share tenancy contract. The current findings did not support the risk sharing hypothesis nor the delegation hypothesis. In addition, the ex-ante commitment for rent exemption or income transfer at the time of bad harvest has a positive effect on the choice of share tenancy contract. If this commitment can be regarded as an arrangement for gift exchange, transaction cost hypothesis could explain the choice of tenancy contract. Nevertheless, the

* Graduate Student, Graduate School of International Cooperation Studies, Kobe University.
(Currently, Graduate Student, Graduate School of Agriculture, Kyoto University.)

** Professor, Graduate School of International Cooperation Studies, Kobe University.
(Currently, Professor, Graduate School of Agriculture, Kyoto University.)

*** Post Doctoral Fellow, Center for Experimental Research in Social Science, Hokkaido University.

transaction cost hypothesis was not fully supported, because we also found a positive relation between risk aversion and choice of share tenancy contracts. Our empirical data may suggest that we need an alternative theory of share tenancy contract.